

A MONETÁRIS MAKROGAZDASÁGI FUNDAMENTUMOK SZEREPE NÉHÁNY OECD ORSZÁG DEVIZAÁRFOLYAMÁNAK HOSSZÚ TÁVÚ MEGHATÁROZÁSÁBAN¹

SZABÓ ANDREA
DE Gazdaságtudományi Kar

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a monetáris árfolyammodellek írják le. Bár ígéretes elméleti modellek, empirikus igazolásuk nem túl meggyőző. Az idősoros technikák nem hozták meg az átütő sikert a tesztelés terén. Az irodalomban többen az adatok hiánya miatti rövid idősoroknak tulajdonították a monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelésének kudarcát, mivel így az egységgyök és kointegrációs teszteknek kicsi az erejük, hogy elutasítsák a nullhipotézist (a kointegráció hiányát). A következőkben a szokásosnál hosszabb idősorokon, esetenként közel negyven évet átívelő periódusban vizsgáljuk meg, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumoknak milyen szerepe van a dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamok hosszú távú viselkedésének alakításában kointegrált VAR modellel. E mellett összehasonlítási alapként közöljük a forint-euró árfolyamra vonatkozó eredményeket is. Az eredmények specifikációnként és árfolyamonként is eltérőek. A korlátlan specifikációk becslésénél egy esetben sem igazolhatók a monetáris árfolyammodellek feltevései, de a korlátozott specifikációk esetén – a dán korona dollárárfolyamának kivételével – elmondható, hogy a vizsgált árfolyamok hosszú távú viselkedésének meghatározásában a monetáris makrogazdasági fundamentumok fontos szerepet játszanak.

Kulcsszavak: monetáris árfolyammodellek; dán korona, kanadai dollár és jen dollárárfolyamok; forint-euró árfolyam; empirikus tesztelés; kointegráció; kointegrált VAR modell. *JEL kódok:* F31, F41, C32.

1 Bevezetés

A nominális árfolyamok hosszú távú viselkedése a monetáris árfolyammodellekkel írható le. Mivel ezek hosszú távú egyensúlyi modellek, azaz fő feltevésük, hogy hosszú távú egyensúlyi kapcsolat van a nominális árfolyam és az egyes modellekben szereplő makrogazdasági fundamentumok között. A monetáris árfolyammodellek különböző fajtái más-más makrogazdasági funda-

¹Nagyon köszönöm témavezetőm, Dr. Földvári Péter útmutatásait, illetve köszönöm Dr. Kőrösi Gábornak és Dr. Schepp Zoltánnak az értékes hozzászólásait. Köszönöm a két anonim lektor munkáját. Minden, tanulmányban maradt hiba a szerző felelőssége. Beérkezett: 2015. március 2. E-mail: szabo.andrea@econ.unideb.hu.

mentumoknak tulajdonítanak meghatározó szerepet a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedésének meghatározásában, de az irodalom többnyire a monetáris modellek redukált formáját teszteli, több-kevesebb sikerrel. Bár ígéretes és a nemzetközi közgazdaságtanban meghatározó szerepet betöltő elméleti modellek, empirikus igazolásuk kevésbé meggyőző. A hetvenes, nyolcvanas években és a kilencvenes évek első felében elsősorban sima idősoros teszteléseket végeztek, tehát az egyes országpárok bilaterális árfolyamait tesztelték. Az eredmények általában nem mutattak kointegrációt a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok között.

Frankel [1984] a ragadós árak monetáris modelljét tesztelte idősoros technikával, de a becült paraméterei a legtöbb esetben nem voltak összhangban az elméleti modell együtthatóival. Öt árfolyamot vizsgált meg: a márka, a font, a frank, a jen és a kanadai dollár dollárárfolyamait. Meese [1986] sem tudott kointegrációt kimutatni a nominális árfolyam és a fundamentumok között (pénzkínálat, jövedelem) a dollár-márka és a dollár-font árfolyamokat vizsgálva az 1972-től 1983-ig tartó periódusban. Széles áttekintést ad a vonatkozó irodalomról MacDonald és Taylor 1992-es tanulmánya. Két csoportba sorolja a monetáris árfolyammodelleket tesztelő irodalmakat: 1) a két világháború közötti időszakot, illetve a lebegtetés kezdetétől kb. 1978-ig tartó periódust vizsgáló tanulmányok alkotják az egyik csoportot, 2) a másik csoportba a hetvenes évek végét, nyolcvanas éveket vizsgáló tanulmányokat sorolta. A két világháború közötti időszakban és a hetvenes években a vizsgálatok többnyire alátámasztják a monetáris árfolyammodelleket, de ez nem mondható el a nyolcvanas évek időszakára. Sarantis [1994] font árfolyamokat vizsgált a dollár, a márka, a jen és a frank esetén 1973 és 1990 között, de nem tudott kointegrációt kimutatni az egyes árfolyamok és a megfelelő fundamentumok között. Upudhyaya és Pradhan [2006] hat árfolyamot is megvizsgált: a kanadai dollár, a jen, az angol font, a német márka, a francia frank és az olasz líra dollárárfolyamait negyedéves bontásban 1991 és 1998 között. Bár sikerült kimutatni a kointegrációt a változók között, a hibakorrekciós modell becslésénél már nem jártak sikerrel, nem találtak bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. Szép számmal vannak olyan empirikus kutatások, melyek az alap monetáris modellt módosítják, illetve kiegészítik, és azt tesztelik. Hunter és Ali [2013]-as munkája egyike azoknak a tanulmányoknak, melyek egyfajta módosított monetáris árfolyammodellt tesztelnek. A reálkamat-különbségek modelljét becülték meg a dollár-jen árfolyamra 1980 és 2009 között negyedéves adatokat felhasználva. Az alap monetáris modell nem igazolta a várakozásokat, ellenben a módosított modell jól szerepelt. Chinn és Moore [2011] szintén egy módosított monetáris modellt becült, amely inkább már egy hibrid modell. Kiegészítik az alap monetáris modellt Evans és Lyon [2002] mikrostrukturális modelljével², s a dollár-jen

²Evans és Lyon [2002] szerint az árfolyamot a magán és a közösségi információkban bekövetkező innovációk kombinációi határozzák meg; a magán információkban bekövetkező innovációkat pedig a nemzetközi valutapiacon realizálódó rendelési mennyiséggel (order flow) lehet közelíteni. A rendelési mennyiség árfolyammodellekbe foglalása napjaink népszerű kutatási irányvonala ezen a területen.

és a dollár-euró árfolyamot vizsgálják 1999 januárjától 2007 januárjáig havi adatokon. Bár a hibrid modell jobb eredményeket hozott, csak a dollár-euró árfolyam esetén sikerült kimutatni a kointegrációt, a dollár-jen árfolyam esetén nem. A mikro- és a makro megközelítése az árfolyamoknak az irodalomban jól szétválasztható, de több tanulmány is próbál áthidalást találni a két megközelítés között (pl. Rime és szerzőtársai [2010])

Mindezek ellenére az eddigi eredmények nem feltétlenül jelentik azt, hogy az elméleti modellekben van a hiba. Többek között Groen [2000] és Rapach – Wohar [2004] is az adatok hiánya miatti rövid idősoroknak tulajdonította a monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelésének kudarcát, mivel így az egységgyök és kointegrációs teszteknek kicsi az ereje, hogy elutasítsa a nullhipotézist, miszerint nincs kointegráció a változók között. Több szerző is megmutatta, hogy a minta hossza az, ami befolyásolja az egységgyök és kointegrációs tesztek erejét, nem pedig az adatok frekvenciája (Shiller – Perron [1985], Otero – Smith [2000]).

Rapach és Wohar [2002] szerint két módja van annak, hogy javítsuk a tesztek erejét. Az egyik módja, hogy nem egyetlen idősort tesztelünk, hanem panelbe rendezzük az adatokat, és ezáltal egyszerre több idősor vizsgálható. Például Cerra és Saxena [2010] 98 ország árfolyamát vizsgálta meg panelelemzéssel éves adatokon 1960 és 2004 között. A minta fejlett és fejlődő országokat egyaránt tartalmazott. Erős bizonyítékot találtak a kointegrációra a vizsgált változók között, illetve a fundamentum alapú modellek az előrejelzéseknél is jól szerepeltek. A szerzők nem állítják, hogy a monetáris árfolyammodellek által sugallt fundamentumok kizárólagos forrásai az árfolyam meghatározásának, de mindenképpen fontos összetevői. A másik módja, hogy még hosszabb idősorokat tesztelünk, ahogy azt Rapach és Wohar [2002] is tette. Több, később íródott tanulmány – melyek már hosszabb idősorokat tudtak tesztelni – idősoros technikák alkalmazásával is képes volt pozitív eredményeket elérni a monetáris árfolyammodellek tesztelésében. Francis és szerzőtársai [2001] a kanadai dollár dollárárfolyamának tesztelésében ért el sikereket, Zhang és szerzőtársai [2007] a kanadai dollár mellett a jen és a font dollárárfolyamok esetén is igazolták a monetáris árfolyammodellek érvényességét.

Mi a második módszerrel, azaz a korábbiaknál hosszabb idősorok tesztelésével próbálunk empirikus igazolást nyerni amellett, hogy az általunk a lebegtetés időszakában esetenként közel negyven évet átívelő periódusban vizsgált néhány árfolyam esetén igazolható, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok szerepet játszanak a nominális árfolyam hosszú távú viselkedésének alakításában. Azaz ezekben az esetekben igazolást keresünk a monetáris árfolyammodellek érvényesülésére. A kapott eredményekből nem kívánunk általános következtetéseket levonni, csak azt vizsgáljuk, hogy a kiválasztott néhány árfolyam hosszú távú viselkedése magyarázható-e a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel. Az árfolyamok kiválasztását az adatok elérhetősége is befolyásolta, illetve igyekeztünk nagyon különböző valutákat kiválasztani, hogy lássuk, a különböző sajátosságokkal bíró monetáris politikákat folytató országok valutáinak hosszú távú viselkedése mennyire magyarázható a monetáris makrogazdasági fundamentumokkal. Négy árfolyamot

vizsgálunk meg: a dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamát, illetve az eredményeket összevetjük a forint-euró árfolyam eredményeivel. A jen a világ devizapiaci forgalmának jelentős százalékát teszi ki, 2013 áprilisában a teljes átlagos napi valutaforgalomnak a 23,03%-át adta. A legnagyobb forgalmú valuta nem meglepő módon a dollár, 87,04%-os részesedéssel a 2013-as átlagos napi forgalomból (BIS [2013], 5. táblázat, 13. o.). Bár a kanadai dollár forgalma ötöde a jen forgalmának a BIS 2013-as felmérése szerint, a felmérésben szereplő többi valutához képest még mindig nagy jelentőséggel bír. Mivel ezek a valuták meghatározó jelentőséggel bírnak, így az irodalom is előszeretettel teszteli őket. E két valután kívül a dán koronát is megvizsgáltuk. Ez a valuta nem bír jelentős súllyal a világ devizapiaci forgalmában, de egy a fejlett nyugat-európai országok valutái közül. Kíváncsiak voltunk, hogy egy kisebb jelentőséggel bíró, de mégis fejlett ország valutája esetén milyen eredményekre jutunk a másik két valutához képest. A fejlett országoknál kapott eredményeket összehasonlítjuk a forint-euró árfolyam eredményeivel. Magyarország egyike a volt szocialista országoknak, így azt várjuk, hogy a forint árfolyam eredményei el fognak térni az előző három árfolyam eredményeitől. Mivel Magyarország felzárkózó országnak tekinthető, ezért a forint-euró árfolyam esetén egyéb módszertani kihívások is felmerülnek, mint például a Balassa–Samuelson hatás modellbe foglalása. A forint abban is különbözik a többi valutától, hogy 2001 és 2008 között sávosan rögzített volt az árfolyam, így a forint a mintaidőszakban nem lebegett teljesen szabadon.

Előzetes hipotézisünk, hogy a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között hosszú távú egyensúlyi kapcsolat van, és ez a kointegráció kimutatásával megragadható. A teszteléshez két módszert alkalmazunk: kointegrációs tesztekkel – Engle–Granger eljárással és Johansen teszttel – megvizsgáljuk a változók közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését, ami egyfajta gyenge tesztelése a modellnek. Illetve a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatok vizsgálatához kointegrált VAR modelleket specifikálunk, ez pedig egy erős koncepcióban történő tesztelés.

A tanulmány második részében ismertetjük a monetáris árfolyammodelleket, bemutatjuk a tesztelni kívánt specifikációkat, és röviden ismertetjük a tesztelés menetét. A harmadik részben olvashatók az eredmények: az egységgyök tesztek, a kointegrációs tesztek és a kointegrált VAR modellek eredményei, illetve az adatok leírása is ebben a fejezetben található. Végül össze foglалjuk a tesztelés során tapasztaltakat.

2 Módszer

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú kapcsolatot a monetáris modellek írják le. Így a következő fejezetben bemutatjuk a monetáris modelleket, és azok redukált formáját, mely a becslésünk alapjául szolgált. Majd megfogalmazunk egy tesztelési stratégiát, mely során két modellspecifikációt mutatunk be, amelyeket kétféle időtávon

is megbecslünk. Végül röviden összefoglaljuk a tesztelés menetét.

2.1 A modell

A monetáris modelleknek három fajtáját különböztetjük meg³: 1) a rugalmas árák monetáris modelljét (Frenkel [1976], Bilson [1978]), 2) a ragadós árák monetáris modelljét (Dornbush [1976]) és 3) a reálkamat-különbségek modelljét (Frankel [1979])⁴. Ezek a modellek a pénzkereslet és pénzkínálat szerepét hangsúlyozzák az árfolyam meghatározásában, és mindegyik modell feltételezi a fedezetlen kamatparitás fennállását.

A rugalmas árák monetáris modellje feltételezi, hogy minden ár a gazdaságban tökéletesen rugalmas, és a vásárlóerő-paritás (PPP) folyamatosan fennáll:

$$e = p - p^* , \quad (1)$$

ahol e a spot árfolyam logaritmusai (a külföldi valuta ára hazai valutában kifejezve), p és p^* a hazai és a külföldi árszínvonal logaritmusai. A hazai és a külföldi országban a pénzkeresleti függvény a következő:

$$\begin{aligned} m &= p + \phi y - \lambda i , \\ m^* &= p^* + \phi y^* - \lambda i^* , \end{aligned} \quad (2)$$

ahol m és m^* a hazai és a külföldi pénzkínálat logaritmusai, y és y^* a hazai és a külföldi reáljövedelem logaritmusai, i és i^* a hazai és a külföldi kamatláb. Az egyszerűség kedvéért feltételezzük, hogy a jövedelem rugalmasság (ϕ), és a parciális kamatrugalmasság (λ) mindkét országban ugyanaz. A (2)-es egyenleteket az (1)-esbe helyettesítve megkapjuk a rugalmas árák monetáris modelljének egy reprezentációját (Frenkel [1976], Frankel [1984]):

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(i - i^*) . \quad (3)$$

A modellben a kötvények kínálata nem befolyásolja sem a kamatot, sem az árfolyamot, ezért a hazai és a külföldi kötvények egymás tökéletes helyettesítői kell, hogy legyenek, azaz fennáll a fedezetlen kamatparitás:

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^* , \quad (4)$$

ahol $E_t(e_{t+1}) - e_t$ a hazai valuta várható leértékelődési rátája (E_t a feltételes várható érték operátora a t -edik időpontban rendelkezésre álló információk alapján). A piac tudatában van a PPP teljesülésének (1), így felírhatjuk a következőt (a relatív PPP-t):

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = \pi - \pi^* , \quad (1')$$

³Darvas és Halpern [1998] két dimenzió alapján csoportosítja az árfolyammodelleket: a gazdaságot leíró feltevések és a termékarak alkalmazkodási sebessége alapján. Ebben a megközelítésben ők megkülönböztetnek klasszikus monetáris modelleket és modern monetáris modelleket.

⁴A monetáris modellekről magyar nyelven olvashatunk Kerekes [1995] cikkében, illetve bővebben Riecke és szerzőtársai [1985] munkájában.

ahol π és π^* a hazai és a külföldi várható inflációs ráta. Ha behelyettesítjük (4)-et, majd (1')-t a (3)-as egyenletbe, akkor egy másik reprezentációját kapjuk a rugalmas árak monetáris modelljének:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(\pi - \pi^*). \quad (3')$$

A (3') egyenlet szerint az árfolyamot, mint a pénzek relatív árát, a pénz kereslete és kínálata határozza meg. Látható, hogy a hazai pénzkínálatban bekövetkező növekedés arányos leértékelődést okoz az árfolyamban, míg a hazai jövedelem emelkedése vagy a várható infláció csökkenése felértékelődéshez vezet. (Frenkel [1976], Frankel [1984])

A ragadós árak modelljében már nem tökéletesen rugalmasak az árak, elsősorban az árupiacon, és rövidtávon nem. Mivel az árupiacon és az eszközök piacán az alkalmazkodási sebesség eltérő lesz, ezért a modell dinamikussá válik. A modell szerint az árfolyam rövid távon túllendülhet az egyensúlyi szintjén a piacok eltérő alkalmazkodása miatt, s a túllendülést követően áll be a hosszú távú egyensúlyi szintjére. Így a vásárlóerő-paritás ebben a modellben csak hosszú távon érvényesül ($\bar{e} = \bar{p} - \bar{p}^*$, a felső vonal hosszú távú egyensúlyt jelöl). Az árfolyam alkalmazkodási sebessége arányos a spot és a hosszú távú egyensúlyi árfolyam közötti réssel és a hazai és külföldi várható inflációs ráták közötti különbséggel:

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = -\theta(e - \bar{e}) + \bar{\pi} - \bar{\pi}^*. \quad (5)$$

Ez a fajta alkalmazkodás (az árak időben fokozatosan alkalmazkodnak válaszként az árupiaci túlkeresletre, de mindig összhangban mozognak az inflációs rátával $\bar{\pi}$) összhangban van a racionális várakozásokkal (Dornbush [1976], Frankel [1984]).

A reálkamat-különbségek modellje szintézist próbál teremteni a rugalmas árak monetáris modellje és a ragadós árak monetáris modellje között. Frankel [1979] egy általános modellt hozott létre, amelynek a rugalmas, illetve a ragadós árak speciális esetei. A fedezetlen kamatparitásból, (4) és (5)-ből indul ki, miszerint az árfolyam várható leértékelődési rátája függvénye a spot árfolyam és az egyensúlyi árfolyam közötti különbségnek és a várt hosszú távú inflációs különbségnek a hazai és a külföldi ország között. Hosszú távon, mivel $e = \bar{e}$, ezért a valuta várható leértékelődési rátája egyenlő a hazai és a külföldi infláció különbségével, tehát fennáll a relatív PPP. Ha kombináljuk a (4)-es egyenletet az (5)-ös egyenlettel, akkor a következőt kapjuk:

$$e - \bar{e} = -\frac{1}{\theta} [(i - \bar{\pi}) - (i^* - \bar{\pi}^*)]. \quad (6)$$

Az egyenlet azt mondja, hogy a spot árfolyam és az egyensúlyi árfolyam különbsége arányos a reálkamatok különbségével. Tehát, ha egyensúlytalanság van a reálkamatokban, akkor az árfolyam el fog térni a hosszú távú egyensúlyi értékétől. A reálkamat különbségek modellje az árfolyam hosszú távú egyensúlyi értékét ugyanúgy határozza meg, mint a rugalmas árak monetáris modellje rövid távon:

$$\bar{e} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\bar{\pi} - \bar{\pi}^*). \quad (7)$$

Ha behelyettesítjük a (7)-es egyenletet a (6)-os egyenletbe, akkor megkapjuk a rövid távon érvényesülő spot árfolyamot:

$$e = m - m^* - \phi(y - y^*) + \lambda(\pi - \pi^*) - \frac{1}{\theta}[(i - \pi) - (i^* - \pi^*)] \quad (8)$$

$$e = m - m^* - \phi(y - y^*) - \frac{1}{\theta}(i - i^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \lambda\right)(\pi - \pi^*).$$

A rövid távú spot árfolyam függvénye a relatív pénzkínálatnak ($m - m^*$), a relatív kibocsátási szintnek ($\phi(y - y^*)$), a nominális kamatkülönbségnek ($\frac{1}{\theta}(r - r^*)$ azzal a hipotézissel, hogy ez negatív) és a várt hosszú távú inflációs különbségeknek ($(\frac{1}{\theta} + \lambda)(\pi - \pi^*)$ azzal a hipotézissel, hogy ez pozitív) (Frankel [1979]). A rugalmas árfolyamok iskolája szerint minden piac azonnal megtisztul, így az alkalmazkodási paraméter θ végtelen, így nekik a rövid távú árfolyamot a (7) egyenlet határozza meg. A reálkamat-különbségek modelljében azt feltételezik, hogy rövid távon az áru és munkapiac árai lassan alkalmazkodnak a sokkhoz (mint a ragadós árak modelljében), ezért θ véges, így rövid távon az árfolyam túllendül a hosszú távú egyensúlyi értékén (Frankel [1979]).

Az irodalomban többnyire a monetáris modellek redukált formáját szokták megbecsülni (árfolyam, pénzkínálat, reáljövedelem), melyet Groen [2000] és Basher – Westerlund [2009] alapján a következőképpen kapunk meg: induljunk ki a pénzpiac egyensúlyából, azaz, hogy a reál-pénzkínálat egyenlő a reál-pénzkereslettel:

$$m - p = \phi y - \lambda i. \quad (9)$$

Ugyanez az egyensúly külföldön is fennáll:

$$m^* - p^* = \phi y^* - \lambda i^*. \quad (10)$$

A PPP teljesül a piacokon:

$$e = p - p^*. \quad (1)$$

A (9)-es (10)-es egyenletből fejezzük ki az árszínvonalat és helyettesítsük be a PPP-be (1), így megkapjuk az árfolyam egyensúlyi értékét:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(i - i^*). \quad (3)$$

A kötvények egymás tökéletes helyettesítői, így érvényesül a fedezetlen kamatparitás ($E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^*$). Ezt helyettesítsük be a fenti egyenletbe:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(E_t(e_{t+1}) - e_t). \quad (11)$$

Hosszú távon az árfolyam konvergál a hosszú távú egyensúlyi szintjéhez ($e_t = e_{t+1} = \bar{e}$), így a leértékelődési ráta nulla lesz: $E_t(e_{t+1}) - e_t = \bar{e} - \bar{e} = 0$. Ekkor megkapjuk a monetáris modellek redukált formáját:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*). \quad (12)$$

2.2 Tesztelési stratégia

Az irodalom általában a monetáris modellek redukált formáját teszteli:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + u_t, \quad (13)$$

ahol azt várják, hogy $\beta_1 = +1$ és $\beta_2 = -1$. Ez egy „korlátozott” (restricted) modell, amelyben megkötjük, hogy a hazai és a külföldi változók együttthatója ugyanaz, illetve elvárjuk, hogy az arányossági hipotézis teljesüljön, azaz, hogy a pénzkínálat változása (esetünkben a pénzkínálatok különbségeinek változása) egy az egyben megjelenjen a nominális árfolyam változásában, tehát $\beta_1 = +1$. Ugyanez a helyzet a reáljövedelmek különbségeinek esetén. A következőkben mi is ennek a modellnek a tesztelésére vállalkozunk. A modellt kétféleképpen becsültük meg. Az első tesztelési módszert Rapach és Wohar 2002-es cikkéből vettük át, melyben egy kétváltozós kointegrált VAR modellt becsültek meg. A két változó e_t és $[(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$ voltak. Mivel a pénzkínálatok különbségeinek együttthatójára és a reáljövedelmek együttthatójára is 1-et várunk, ezért ezekből tudunk egy „kompozit” változót képezni. Az árfolyamot a következőképpen kapjuk meg:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1[(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] + u_t, \quad (14)$$

ahol azt várjuk, hogy $\beta_1 = +1$. Ekkor a kointegrált VAR modell a következő:

$$\Delta \mathbf{f}_t = \mathbf{M}_t + \mathbf{\Pi} \mathbf{f}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{f}_{t-i} + \mathbf{D}_t + \mathbf{u}_t, \quad (15)$$

ahol $\mathbf{f}_t = (e_t, [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)])'$, \mathbf{M}_t tartalmazza a determinisztikus részeket (konstans és trend, ha vannak), illetve \mathbf{D}_t az outlier dummykat (az egyes árfolyamok esetén jól megfigyelhető kiugró értékek detektálhatók, melyeket dummykkal fogtunk meg). Ezzel a módszerrel elsősorban az árfolyam alkalmazkodását tudjuk megvizsgálni (ha egyik változó sem alkalmazkodik, akkor nincs hosszú távú egyensúly), ehhez pedig elegendő egy ilyen típusú kétváltozós kointegrált VAR specifikálása.

A második tesztelési módszernél eltekintünk attól a restriktciótól, hogy a hazai és a külföldi változók ugyanolyan mértékben befolyásolják az árfolyamot (ez kevésbé jellemző az irodalomban), melyre „korlátlan” (unrestricted) modelleként szoktak hivatkozni. Ekkor az árfolyam redukált egyenlete:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + u_t. \quad (16)$$

Ebben az esetben az elméleti feltevés, hogy $\beta_1 = +1$, $\beta_2 = -1$, $\beta_3 = -1$, $\beta_4 = +1$ lesz. Ezen tesztelés során pozitív eredménynek értékeljük az előjelek egyezőségét, és elfogadjuk, ha a hazai és a külföldi változók együttthatói a becslés során nem lesznek egyenlők. A módszer előnye, hogy ezáltal megengedjük a rövid távú hatások heterogenitását. Ekkor egy ötváltozós kointegrált VAR modellt specifikálunk, mely lehetővé teszi az egyes változók rövid

és hosszú távú hatásainak részletes vizsgálatát (bár ebben a tanulmányban a rövid távú hatásokkal nem foglalkozunk):

$$\Delta \mathbf{z}_t = \mathbf{M}_t + \mathbf{\Pi} \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{D}_t + \mathbf{u}_t, \quad (17)$$

ahol $\mathbf{z}_t = (e_t, m_t, m_t^*, y_t, y_t^*)'$, \mathbf{M}_t tartalmazza a determinisztikus részeket (konstans és trend, ha vannak), illetve \mathbf{D}_t az outlier dummykat. Mi most csak a hosszú távú hatásokra fogunk koncentrálni.

A két empirikus modellt az egyes árfolyamokra két különböző időtávon is megbecsüljük: 2012-ig és 1997-ig. Az egyik célunk, hogy az eddig vizsgált idősoroknál hosszabb idősorokon teszteljük a monetáris modelleket, a másik, hogy eredményeinket összehasonlíthassuk a korai panel technikákkal elért eredményekkel. Ehhez pedig olyan időtávon becsültük meg a modelleket, amilyen időtávon az irodalom panelben vizsgálta a nominális árfolyamokat. Mark – Sul [2001] adatbázisával többen dolgoztak (pl. Rapach – Wohar [2004], Basher – Westerlund [2009]), ami 1973Q1 és 1997Q1 között 19 iparosított ország adatait tartalmazza. Ezen az adatbázison történt panel becslések pozitív eredményt hoztak a monetáris modellek empirikus igazolásában. Arra vagyunk kíváncsiak, hogy hasonló időtávon, eltérő módszertannal vizsgálva a nominális árfolyamokat pozitív eredményre jutunk-e.

A forint-euró árfolyam esetén olyan modellt kellett specifikálnunk, mely megragadja a Balassa–Samuelson hatást is⁵. Clements és Frenkel [1980] és Crespo-Cuaresma és szerzőtársai [2003] alapján a következőképpen foglaltuk a Balassa–Samuelson hatást a monetáris modellek egyenletébe: tegyük fel, hogy a hazai és a külföldi ország árszínvonala súlyozott átlaga a kereskedelmi forgalomba kerülő és kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árának:

$$p = \alpha p^T + (1 - \alpha) p^{NT} \quad (18)$$

és

$$p^* = \alpha p^{T*} + (1 - \alpha) p^{NT*}, \quad (19)$$

ahol p reprezentálja a teljes árszínvonalat, p^T a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát (traded goods), p^{NT} a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árát (nontraded goods), illetve α jelöli a súlyt. A csillaggal jelölt változók a külföldi ország változói, és az egyszerűség kedvéért ugyanazt az α súlyt feltételezzük a hazai és a külföldi országban is. A kisbetűk továbbra is a változók logaritmusait jelölik. Tekintsük a reálárfolyam definícióját, melyet definiáljunk a teljes árszínvonalra:

$$q = e - p + p^*, \quad (20)$$

⁵Égert [2002], illetve Égert és szerzőtársai [2003] is szignifikáns Balassa–Samuelson hatást találtak a forint esetén, idősoros és panel technikát egyaránt alkalmazva. Bár szerintük a Balassa–Samuelson hatás a reálárfolyam felértékelődésnek csak egy részét magyarázza. Halpern és Wyplosz [2001] szintén vizsgálja a Balassa–Samuelson hatást – többek között a forint esetén is – az eurózónához való csatlakozás akadályozó tényezőjeként.

ahol q a reálárfolyam logaritmusosa. Illetve vegyük ugyanezt az összefüggést a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árával definiálva (a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak áránál nem teljesül az egységes ár elve és a vásárlóerő-paritás):

$$q^T = e - p^T + p^{T*} . \quad (21)$$

Felhasználva az (18), (19), (20) és (21)-es összefüggéseket, a következő kifejezés adódik a reálárfolyamra:

$$q = q^T - (1 - \alpha)[(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})] . \quad (22)$$

Mivel $e = (m - m^*) - \phi(y - y^*)$ és $e = p - p^*$, ezért:

$$p - p^* = (m - m^*) - \phi(y - y^*) . \quad (23)$$

Felhasználva a (22)-es, a (23)-as, a (20)-as és a (21)-es összefüggést, illetve, hogy a PPP elsősorban a kereskedelmi forgalomba kerülő javak esetén teljesül, megkapjuk a következő egyenletet:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) - (1 - \alpha)[(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})] , \quad (24)$$

ahol a nominális árfolyam felértékelődik, ahogy a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk ára a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árához képest emelkedik. Empirikusan becsülhető formában:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) - \beta_3[(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*})] + u_t , \quad (24')$$

másképp:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(p_t - p_t^*) + u_t , \quad (25)$$

ahol $p_t = p_t^{NT} - p_t^T$ és $p_t^* = p_t^{NT*} - p_t^{T*}$, és β_3 -ra negatív előjelet várunk. A kereskedelmi forgalomba nem kerülő és kerülő javak ára logaritmusai közötti különbséget (p_t, p_t^*) a fogyasztói árindex és a termelői árindex logdifferenciájával fogjuk meg a következő összefüggés alapján:

$$(p - p^T) - (p^* - p^{T*}) = (1 - \alpha)[(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})] . \quad (26)$$

A fogyasztói árindex reprezentálja a teljes árszínvonalat, a termelői árindex pedig a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát, ekkor ezek logaritmusának különbsége a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak és a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árainak logdifferenciáját reprezentálja. Ebben az esetben is két specifikációt becsültünk meg; egy korlátlan modellt:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + \beta_5 p_t + \beta_6 p_t^* + u_t , \quad (27)$$

ahol a kointegrált VAR modellben $\mathbf{z}_t = (e_t, m_t, m_t^*, y_t, y_t^*, p_t, p_t^*)'$. Illetve egy korlátozott modellt:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] + \beta_2(p_t - p_t^*) + u_t , \quad (28)$$

ahol a kointegrált VAR modellben $\mathbf{f}_t = (e_t, [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)], (p_t - p_t^*))'$. Ezen kívül összehasonlításképpen megbecsültük az eredeti két specifikációt is, a Balassa–Samuelson hatás modellbe foglalása nélkül.

2.3 A tesztelés menete

Mivel a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot vizsgáljuk a monetáris árfolyammodellek segítségével, ezért az előzetes hipotézisünk az, hogy ezek a változók kointegráltak⁶, azaz létezik olyan lineáris kombinációjuk, amely stacioner. A kointegráltság csak nem stacioner folyamatok között állhat fenn, ezért a változóink integráltságának fokát Augmented Dickey–Fuller (ADF) és Ng–Perron egységgyök teszttel, illetve Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) stacionaritás teszttel vizsgáltuk meg. Az ADF és Ng–Perron teszt nullhipotézise, hogy a vizsgált idősor egységgyök folyamat, míg a KPSS teszt nullhipotézise, hogy a vizsgált folyamat stacioner. Mivel a tesztek érzékenyek az idősorok modellezésére, így az ADF teszt esetén mindhárom (az idősor tartalmaz a) tengelymetszetet, b) trendet és tengelymetszetet, c) egyiket sem tartalmaz), az Ng–Perron és KPSS teszt esetén mindkét (az idősor tartalmaz a) tengelymetszetet, b) trendet és tengelymetszetet) modellezési lehetőséget megvizsgáltuk. Az ADF és Ng–Perron tesztnél a segéd regresszióban (auxiliary regression) lévő késleltetések számát automatikus módszerrel, Schwarz információs kritérium alapján határoztuk meg. (Dickey – Fuller [1979], Ng–Perron [2001], Kwiatkowski et al. [1992])

A változók integráltságának vizsgálatát követően a változók közötti kointegrációt teszteltük. Egyrészt ez nem más, mint a monetáris árfolyammodellek gyenge koncepcióban történő tesztelése. Ha sikerül kimutatni a kointegrációt a vizsgált változók között, akkor a monetáris árfolyammodellek feltevései gyenge koncepcióban elfogadhatók. Másrészt a kointegrált VAR modellek specifikálásának feltétele, hogy a változók kointegráltak legyenek. Emellett a kointegrált VAR modellek specifikálásához szükségünk van a kointegrációs vektorok számára, és tudnunk kell, hogy mely modell (van-e benne tengelymetszet, és/vagy trend) illik legjobban a kointegrációs vektorainkra (és az egyes hibakorrekciós egyenleteinkre), amelyben a Johansen-féle kointegrációs teszt volt segítségünkre (Johansen [1991, 1995]). A kointegráció tesztelését a korlátozott, kétváltozós specifikációk esetén Engle–Granger két lépéses módszerével tettük meg. Lefuttattunk egy sima regressziót a változók szintjére (a monetáris modellek redukált formájára), majd kimentettük a reziduomot. Ezt a fent említett (ADF, Ng–Perron, KPSS) három teszttel teszteltük (Engle – Granger [1987]). Azonban a reziduum alapú kointegrációs tesztek csak egy kointegrációs vektor jelenlétét képesek kimutatni, de az egyensúlyt több kointegrációs vektor, több mechanizmus is fenntarthatja. A Johansen [1991, 1995] által javasolt maximum likelihood becslésen alapuló kointegrációs teszttel több kointegrációs vektor jelenléte is detektálható. A Johansen tesztekkel valamennyi specifikációra lefuttattuk. (A Johansen tesztek eredményei a 3. számú mellékletben találhatóak.) A Johansen teszt öt modellezési lehetősége közül többek között az információs kritériumok alapján döntöttük el, hogy mely modell illeszkedik legjobban az általunk

⁶A kointegrációról magyarul olvashatunk többek között Kovács [1989], Kőrösi et al. [1990] és Darvas [2004] munkáiban.

vizsgált árfolyamra. De figyelembe vettük a modellek hibáinak autokorrelációját is.

A kointegrált VAR modellek becslésével, illetve azok identifikációjával (több kointegrációs vektor esetén) azonosíthatók a hosszú távú egyensúlyt biztosító mechanizmusok, a kointegrációs vektorok. Mivel ekkor a vektorokban szereplő változók előjele és mértéke is vizsgálható, illetve a hibakorrekciós együtthatón keresztül a hosszú távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás⁷, ezért ez egyfajta erős tesztelése a monetáris modellek feltevéseinek. Mivel azt szeretnénk megvizsgálni, hogy hosszú távon a monetáris makrogazdasági fundamentumok befolyásolják-e a nominális árfolyamot, ezért elsősorban a nominális árfolyamra normáltuk a kointegrációs vektorokat (Boswijk [1996]), kivéve, ha az árfolyam gyengén exogénnek bizonyult (Burke és Hunter [2005]). Ha ez így van, akkor nem azonosíthatók a monetáris árfolyammodellek feltevései. Ekkor az árfolyam nem alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, pedig egy ilyen folyamatot szeretnénk azonosítani. Több kointegrációs vektor esetén restriktciókkal identifikáltuk azokat. A restriktciók megtétele a következő szempontok mentén történt: 1) figyelembe vettük az elméleti elgondolásokat, 2) a nem szignifikáns változókra nulla megkötést tettünk, 3) figyelembe vettük az LR statisztikát, 4) az adott specifikáció hibáinak autokorrelációját 5) és a modell illeszkedésének vizsgálatához az információs kritériumokat. Egy kointegrációs vektor becslése esetén nem tettünk restriktciókat, korlátlan kointegrált VAR modellt futtattunk.

A kointegrált VAR modellünk rendjét, azaz, hogy hány késleltetést tartalmazzon, szintén információs kritériumok alapján határoztuk meg. Ehhez specifikáltunk egy kiindulási VAR modellt, s a különböző hosszúságú késleltetések közül a legjobb információs kritériumokkal (AIC, BIC, Hannan–Quinn) rendelkező modelleket választottuk. A kointegrált VAR modell rendje definíció szerint eggyel kevesebb, mint a kiindulási VAR modellé. (Lütkepohl [2005]) A becslések torzítatlansága azon a feltételezésen alapszik, hogy a reziduumok korrelálatlanok, homoszkedasztikusak és normális eloszlásúak, így a kointegrált VAR modellek reziduumaikra a következő diagnosztikai teszteket futtattuk: autokorrelációs LM teszt, White heteroszkedaszticitás teszt, Jarque–Bera normalitás teszt. Ezen kívül IPS (Im – Pesaran – Schin), Fisher-PP és Fisher-ADF teszttel teszteltük az egyes kointegrált VAR modellek reziduumaik stacionaritását az Engle–Granger teszt elgondolásából kiindulva. Ha a kointegrált VAR modellek reziduumaik stacionerek, akkor az utalhat a változók közötti kointegrációra. Azért ezeket a teszteket választottuk, mert ezek eltérő autoregresszív struktúrát feltételeznek az egyes idősorok esetén. Az IPS t -statisztika az átlaga az egyedi ADF teszteknek, a nullhipotézise, hogy minden egyes idősor a panelben egységgyököt tartalmaz, az alternatív hipotézis, hogy csak néhány idősor, de nem mindegyik, tartalmaz egységgyököt. A Fisher-féle tesztek kombinálják az i -edik keresztmetszeti egységre vonatkozó egységgyök teszt p -értékeit, így tesztelik, van-e egységgyök a panel

⁷Ha nincs alkalmazkodás, akkor nem beszélhetünk egyensúlyról, miközben hosszú távú egyensúlyi modelleket szeretnénk azonosítani. Emiatt szükséges az árfolyam hibakorrekciós együtthatójának lejelentése, bár az elsősorban rövid távú folyamatokat tükröz.

adatokban. Nullhipotézisük szintén az egységgyök feltételezése az idősorokban. (Im et al. [2003], Maddala–Wu [1999]) Valószínűleg idősoros tesztekkel precízebb eredményeket kaptunk volna, de az eredményekből nem vontunk le messzemenő következtetéseket, csupán kiegészítő információként szolgálnak a kointegrált VAR modellek eredményeihez. (A reziduumokra vonatkozó egységgyök tesztek eredményei a 4. számú mellékletben láthatók.)

A nominális árfolyamok hosszú távú viselkedése akkor írható le a monetáris árfolyammodellekkel, ha azok feltevései teljesülnek. Ha csak egy gyenge tesztelést folytatunk, akkor a kointegráció létezésének vizsgálata elegendő. Tehát ebben az értelemben, ha az Engle–Granger teszt, vagy a Johansen teszt kimutatja a kointegrációt a változók között, akkor ez igazolja a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. Ha a hosszú távú egyensúlyt biztosító mechanizmusokat részletesebben megvizsgáljuk, és elvárjuk, hogy a kointegrációs vektorban a változók együttthatóinak előjele és mértéke ne térjen el jelentősen a monetáris árfolyammodellek feltevéseitől, akkor erős tesztelésről beszélünk. Két hipotézis is vizsgálható ebben a koncepcióban, az arányossági hipotézis, és a szimmetria. Az arányossági hipotézis szerint a nominális pénzkínálatok együttthatója nem tér el szignifikánsan egytől. Azaz a nominális pénzkínálatokban bekövetkező változás teljes mértékben tükröződik a nominális árfolyam változásában. A szimmetria szerint a hazai és a külföldi változók együttthatójának mértéke nem tér el jelentősen egymástól. Ez a hipotézis csak korlátlan specifikációk esetén vizsgálható. A szimmetria hipotézisének teljesülését jelen tanulmányban nem tekintjük kritériumnak a monetáris árfolyammodellek igazolása tekintetében, ugyanis a hazai és a külföldi változók együttthatójának különbözősége a valósághoz közelebb álló feltételezés. Tehát az erős tesztelés koncepciójában akkor tekintjük igazoltnak a monetáris árfolyammodelleket, ha van kointegráció – azaz kimutatható az alkalmazkodás az egyensúlyhoz –, a kointegrációs vektorban szereplő változók előjele megfelel az elméleti feltevéseknek és a változók mértéke közelít a vártnak. Ha létezik kointegráció, de az előjelek nem jók, azaz nem a monetáris modellek feltevéseit tükröző kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, akkor a monetáris modelleket nem tekintjük empirikusan igazoltnak. Illetve, ha sikerült egy megfelelő kointegrációs vektort identifikálni, de ehhez nem alkalmazkodik az árfolyam, akkor sem tekintjük igazoltnak a modellt. Emellett vizsgáljuk, hogy az arányossági hipotézis teljesül-e, de ebben a tanulmányban – hasonlóan a szimmetria hipotéziséhez – nem tekintjük elengedhetlen feltételnek a modell igazolásában. (Panel módszerrel általában jobb eredmények érhetők el, így ebben az esetben a fent említett két hipotézis is jobban vizsgálható.)

3 Eredmények

A következőkben ismertetjük a felhasznált adatokat, illetve közöljük az egyes részeredményeket: a változókra vonatkozó egységgyök tesztek eredményeit, az Engle–Granger és a Johansen kointegrációs teszt eredményeit, illetve az

egyes árfolyamokra vonatkozó kointegrált VAR modellek részletes eredményeit.

3.1 Adatok

A dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamait negyedéves bontásban rendre a következő időszakokban vizsgáltuk meg: 1974Q1-2012Q4, 1973Q1-2012Q4 és 1980Q1-2012Q4. A forint-euró árfolyamot pedig 1999Q1-2012Q4 közötti időszakban, azaz az euró bevezetésének kezdetétől. Az adatok összeállításához az OECD Statistics és az Eurostat adatbázisát használtuk fel. Az eredeti adatok havi bontásúak, de számos pozitív eredményt elérő tanulmány negyedéves adatokat alkalmaz, így ebben a tanulmányban negyedéves adatokkal dolgozunk. Az adatokat a Gretl program segítségével átlagolással kaptuk meg. A monetáris modellek redukált formáját teszteltük, így a változóink a nominális árfolyam, a nominális pénzkínálat és a termelési index voltak. A forint-euró árfolyam tesztelésénél a Balassa-Samuelson hatás miatt a fogyasztói árindexet (consumer price index – CPI) és a termelési árindexet (producer price index – PPI) is felhasználtuk. A nominális árfolyamok átlagos időszaki értékek mind a négy árfolyam esetén, tehát a havi átlagos értékekből számoltunk negyedéves átlagot. A nominális pénzkínálatok hó végi adatok, Dánia és az eurózóna kivételével pedig szezonálisan kiigazítottak. Az eurózóna és Magyarország esetén M1-es, Kanada esetén M2-es, az USA és Dánia esetén M3-as, Japán esetén pedig M4-es adatokat tudtunk elérni. A termelési index minden ország esetén szezonálisan kiigazított. A CPI szezonálisan nincs kiigazítva, a PPI-ről pedig nincs információ ezzel kapcsolatban. Az OECD megfigyelései alapján úgy ítéli meg, hogy a szezonális hatások nem annyira szignifikánsak a CPI esetén, hogy azokat érdemben kezelni kellene⁸, így a szezonális kiigazítástól mi is eltekintünk. A fogyasztói árindex bázis éve 2005, és a felkínált árukösér-kategóriák közül a „minden tételt tartalmazó” kategóriát alkalmaztuk. A PPI bázis éve 2010, és az ipari tevékenységeket magába foglaló változóval dolgoztunk. A CPI-vel közelítettük a teljes árszínvonalat, a PPI-vel pedig csak a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát. A változók megválasztását az adatok elérhetősége befolyásolta. Mivel reál GDP sokkal rövidebb idősorban állt rendelkezésre, mint az ipari termelési index, ezért mi is, mint a tanulmányok többsége, az ipari termelési indexet használjuk a vizsgálat során. A teszteléshez az Eviews 6-os programot használtuk.

3.2 Egységgyök teszt eredmények

Mivel az idősoros egységgyök teszteknek kicsi az erejük, és az egyes beállításokra (pl. késleltetés mértéke, a vizsgált idősor feltételezett modelljére) érzékenyek, ezért az eredmények robusztusságának ellenőrzésére több teszttel is megvizsgáltuk az idősorokat, illetve több modellezési lehetőséget néztünk meg. Így a változók integráltságának fokát az ADF, a KPSS és az Ng-Perron

⁸http://stats.oecd.org/OECDStat_Metadata/PrinterFriendly.aspx?SourceU Letöltve: 2013.03.18.

tesztrel is megvizsgáltuk. A segéd regresszióban lévő késleltetések mértékét automatikus módszerrel, a Schwarz információs kritérium alapján választottuk meg. Az eredmények az 1. és a 2. táblázatban láthatók.⁹

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng–Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
	<i>Eurózóna 1999Q1-2012Q4</i>						
m_t^*	-1.326	-0.950	3.306	0.899***	0.198**	0.037	-15.594*
Δm_t^*	-3.807***	-4.013**	-1.367	0.282	0.108	-21.164***	-39.240***
y_t^*	-3.384**	-3.243*	0.001	0.208	0.114*	-12.268**	-21.507**
Δy_t^*	-4.049***	-4.111***	-4.101***	0.118	0.041	-16.917***	-30.850***
p_t^*	-1.169	-2.878	-1.085	0.661**	0.075	-1.829	-3110.56***
Δp_t^*	-5.289***	-5.241***	-5.247***	0.063	0.063	-114.382***	-159.318***
	<i>Magyarország (forint-euró) 1999Q1-2012Q4</i>						
e_t	-1.442	-4.083**	0.637	0.685**	0.202**	-5.575	-30.686***
Δe_t	-7.257***	-6.677***	-7.269***	0.500**	0.500***	-67.507***	-70.417***
$\Delta^2 e_t$	-	-	-	0.154	0.152**	-	-
m_t	-3.884***	0.234	1.339	1.188***	0.324***	0.901	-4.660
Δm_t	-4.013***	-5.870***	-2.496***	1.035***	0.096	-0.601	-34.511***
$\Delta^2 m_t$	-	-	-	0.210	0.174**	-22.423***	-35.653***
y_t	-0.957	-2.941	0.850	1.132***	0.229***	0.104	-5.947
Δy_t	-3.470**	-3.425*	-3.342***	0.164	0.167**	-14.649***	-15.198*
$\Delta^2 y_t$	-	-	-	0.113	0.077	-	-
p_t	-1.303	-3.671**	-1.692*	0.868***	0.076	-0.056	-26.016***
Δp_t	-5.647***	-5.641***	-5.480***	0.069	0.057	-21.287***	-24.104***

1. táblázat. Az ADF, az Ng–Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek változókra vonatkozó eredményei a forint-euró árfolyam esetén

A tesztek eredményei mellett a változók idősorainak ábráit is figyelembe vettük a változók integráltsági fokának meghatározásakor. A változók idősorainak ábrái az 1. számú mellékletben láthatók. A forint-euró árfolyamnál az eurózóna tölti be a külföldi „ország” szerepét. Az eurózóna pénzkínálata a tesztek alapján első fokú integráltságot mutat (egyszer kell differenciálni, hogy stacioner legyen, tehát egységgyök folyamat), csak az Ng–Perron tesztnél merül fel a stacionaritás halvány jele (csak 10%-on utasítja el a teszt a nullhipotézist). De az idősor ábrájából jól kivehető, hogy az eurózóna pénzkínálatának trendje van, így nem lehet stacioner folyamat. Ellenben az eurózóna reáljövedelménél az ADF és a KPSS teszt is bizonytalanságot mutat a tekintetben, hogy stacioner vagy egységgyök folyamatról van szó, az Ng–Perron teszt pedig egyértelműen stacionaritást jelez. De az idősor ábrájából ebben az esetben is kivehető egyfajta trend, tehát ez a folyamat sem lehet stacioner. Mivel a Balassa–Samuelson hatás vizsgálatához a CPI és a PPI logaritmusainak különbségét használtuk fel, ezért nem teszteljük külön-külön a két idősort, csak a két idősor különbségét. Az ADF teszt szerint a két idősor különbsége az eurózóna esetén egyértelműen $I(1)$, a KPSS és az Ng–Perron

⁹A táblázatok oszlopai felett használt jelölések: A) az idősor tartalmaz konstans, B) konstans és trendet is tartalmaz, C) az idősor egyiket sem tartalmazza. Az adatok mellett a csillagok jelzik azokat a szignifikancia szinteket, amelyeken a nullhipotézist el lehet utasítani: * 10%, ** 5%, *** 1%. Az Ng–Perron teszt esetén csak az MZ_α tesztstatisztikát vettük figyelembe.

teszt pedig $I(0)$ -t vagy $I(1)$ -et mutat. Úgy tűnik, hogy ennek az idősornak is trendje van, így nem valószínű, hogy az $I(0)$. A forint-euró árfolyam is heterogén képet mutat. Az ADF teszt szerint első fokon integrált, a KPSS teszt szerint másod-, vagy harmadfokon integrált, az Ng–Perron teszt szerint pedig vagy stacioner vagy első fokon integrált. A harmadfokú integráltság nem túl reális, mint ahogy a stacionaritás sem, mert a folyamat ábrája alapján úgy tűnik, hogy ennek az idősornak is trendje van. Illetve a folyamat első differenciájának ábráján megfigyelhető néhány kiugró érték, valószínűleg ezek okozzák, hogy a teszt $I(3)$ -as folyamatot is jelez. A magyar pénzkínálatról sem lehet egyértelmű döntést hozni. Az ADF teszt egységgyök vagy stacioner folyamatnak jelzi, a KPSS teszt a folyamat első differenciáját követően bizonytalankodik, $I(1)$ -es vagy $I(2)$ -es folyamatot jelez. Ugyanezt mutatja az Ng–Perron teszt is. Mivel ennek a folyamatnak is trendje van, ezért valószínű, hogy nem stacioner. A magyar reáljövedelem stabilabb képet mutat. Az ADF és az Ng–Perron teszt szerint is $I(1)$ -es folyamat, csak a KPSS teszt mutat $I(1)$ -et vagy $I(2)$ -t. A folyamat első differenciájának ábráján itt is megfigyelhető egy kiugró érték, ez okozhatja a teszt bizonytalankodását. A magyar CPI és a magyar PPI logaritmusainak különbsége mindhárom teszt szerint vagy $I(0)$ vagy $I(1)$. Az ábrából kivehető trend miatt ez sem valószínű, hogy stacioner folyamat (Dickey – Fuller [1979], Ng–Perron [2001], Kwiatkowski et al. [1992]).

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng-Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>USA 1980Q1-2012Q4</i>							
m_t^*	-0.866	-2.034	5.415	1.407***	0.142*	1.460	-2.562
Δm_t^*	-6.227***	-6.241***	-0.978	0.235	0.214**	-10.891**	-46.303***
y_t^*	-0.748	-2.328	2.309	1.354***	0.213**	0.900	-9.251
Δy_t^*	-5.663***	-5.653***	-5.042***	0.115	0.096	-38.947***	-117.687***
<i>Dánia 1974Q1-2012Q4</i>							
e_t	-2.166	-2.376	-0.233	0.235	0.126*	-9.447**	-9.832
Δe_t	-9.108***	-9.101***	-9.138***	0.065	0.049	-13.454***	-58.055***
m_t	-1.297	-2.026	2.752	1.465***	0.221***	1.205	-3.794
Δm_t	-3.882***	-3.981**	-2.650***	0.333	0.094	-13.362**	-16.099*
y_t	-2.176	-1.366	1.735	1.392***	0.252***	0.113	-6.469
Δy_t	-7.036***	-7.294***	-6.735***	0.221	0.123*	-1.160	-2.189
$\Delta^2 y_t$	-	-	-	0.165	0.097	0.287	0.026
<i>Kanada 1973Q1-2012Q4</i>							
e_t	-1.746	-1.499	-0.947	0.320	0.270***	-2.503	-3.710
Δe_t	-8.840***	-8.989***	-8.868***	0.404*	0.054	-70.253***	-71.068***
$\Delta^2 e_t$	-	-	-	0.315	0.293***	-	-
m_t	-3.579***	-3.219*	1.667	1.487***	0.347***	0.982	-3.078
Δm_t	-2.512	-4.308***	-2.011**	1.018***	0.243***	-2.127	-30.070***
$\Delta^2 m_t$	-9.069***	-9.089***	-9.031***	-	-	-2.869	-37.159***
y_t	-1.155	-2.472	1.352	1.470***	0.156**	0.344	-14.525*
Δy_t	-6.592***	-6.589***	-6.417***	0.109	0.067	-47.504***	-52.768***
<i>Japán 1980Q1-2012Q4</i>							
e_t	-1.689	-2.492	-1.545	1.080***	0.206**	0.179	-11.971
Δe_t	-5.415***	-5.387***	-5.204***	0.072	0.056	-8.704**	-8.704**
m_t	-3.011**	-2.173	1.342	1.265***	0.340**	0.066***	-4.567*
Δm_t	-2.157	-3.040	-1.694*	0.986***	0.133*	-5.310***	-16.481**
$\Delta^2 m_t$	-11.561***	-11.513***	-11.601***	0.193	0.184**	-2.471	-62.242***
y_t	-2.481	-2.473	0.509	0.919***	0.259***	-1.763	-10.837
Δy_t	-7.663***	-7.751***	-7.661***	0.274	0.040	-52.406***	-56.531***

2. táblázat. Az ADF, az Ng-Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek változókra vonatkozó eredményei a dollárárfolyamok esetén

Az USA a többi árfolyam vizsgálata során a külföldi ország szerepét tölti be (a csillaggal jelölt változók), mivel hazai valuta/ dollár árfolyamokat vizsgálunk. A tesztek alapján mind az amerikai pénzkínálat, mind az amerikai reáljövedelem első fokú integráltságot mutat. A dán változóról nem lehetett ilyen egyértelműen döntést hozni. A tesztek alapján a dán korona-dollár árfolyam vagy stacioner, vagy első fokon integrált. Bár az árfolyam idősorának ábrája alapján inkább első fokon integráltnak látszik, mert úgy tűnik, trendje van. A dán reáljövedelem pedig egész heterogén képet mutat, $I(1)$ -es vagy $I(2)$ -es folyamat, az $I(3)$ nem túl realiztikus gazdasági folyamatok esetén. Ezen idősor első differenciájának ábráján megfigyelhető néhány kiugró érték, valószínűleg ezek okozzák a tesztek bizonytalanságát. A pénzkínálat az egyetlen, amiről egyértelműen lehet dönteni, az első fokon integrált. A kanadai fundamentumok még heterogénebb képet mutatnak, mint a dán változók. A kanadai dollár-amerikai dollár árfolyam $I(1)$ -nek tűnik, a kanadai pénzkínálat inkább $I(1)$ vagy $I(2)$, a reáljövedelem pedig szintén első fokon integrált. A kanadai pénzkínálat az egyetlen, ahol nem kiugró értékre, értékekre kell gyanakodni az idősor első differenciájának ábrája alapján, hanem kifejezetten töréspontra. Az idősor első szakaszában jól kivehető csökkenő trend van, az

utolsó szakaszban viszont eltűnik a trend, ami stacionaritásra utal. Kanada hivatalosan (de jure) 1991-ben tért át az inflációs célkövetésre (Ragan [2011]). Ez okozhat változást a pénzkínálat viselkedésében, emiatt 1991Q1 és 2012Q4 között újratesteltük a kanadai pénzkínálatot (lásd 4. számú melléklet), de az eredmények nem támasztják alá ezt a feltételezést. A tesztek egyike sem jelez stacionaritást, az ADF és az Ng–Perron teszt egyértelműen első fokú integráltságot mutat, csak a KPSS tesztnél merül fel a másodfokú integráltság egy halvány esélye. A jen–dollár árfolyam és a japán reáljövedelem egyértelműen $I(1)$ -es folyamat, míg a japán pénzkínálat kétszeresen integráltnak tűnik. A kétszeres integráltságot okozhatja egy kiugró érték is, ami a japán pénzkínálat első differenciájának ábráján jól kitűnik. (Dickey – Fuller [1979], Ng – Perron [2001], Kwiatkowski et al. [1992])

A hipotézis, hogy a vizsgált folyamatok első fokon integráltak, nem minden esetben teljesül, illetve bizonyos esetekben nem lehet egyértelmű döntést hozni a folyamatok integráltságának fokáról. Néhány esetben pedig felmerült a másodfokú integráltság lehetősége (forint–euró árfolyam, magyar pénzkínálat és jövedelem, dán reáljövedelem, kanadai pénzkínálat, japán pénzkínálat (bár a legtöbb esetben inkább nem tudunk döntést hozni az eredmények alapján)), de az irodalomban nem jellemző, hogy ezeket a változókat kétszeresen integrált változóként kezelik. Bár a másodfokon integrált változók kezelésének külön irodalma van (Granger–Lee [1989], Haldrup [1998]), ezeket a módszereket jelen tanulmányban nem alkalmazzuk, az későbbi kutatás tárgyát képezi. Azt feltételezzük, hogy néhány kiugró érték (outlier) miatt mutatják ezeket az eredményeket a tesztek. Ezek a kiugró értékek a VAR modellekben pedig dummykkal kezelve vannak. Így a továbbiakban a tesztelést mindhárom árfolyam esetén tovább folytatjuk, mivel nem lehetünk teljesen biztosak az előzetes hipotézisünk elvetésében (a nem egyértelmű eseteknél minden folyamat $I(1)$ -es is lehet).

3.3 Engle–Granger és Johansen kointegrációs teszt eredmények

Az Engle–Granger tesztet csak a kétváltozós esetben futtattuk le, de mindkét időszakra¹⁰. Nem csak a szokásos ADF tesztelést tettük a reziduumokat, hanem a KPSS stacionaritás tesztelést és az Ng–Perron egységgyök tesztelést is. Mivel a kointegráció tesztelése során az ADF egységgyök tesztet nem magukra az adatokra futtatjuk, hanem már egy becsült modell reziduumára, ezért az eredeti kritikus értékek nem lesznek megfelelőek, mert a tesztstatisztika eloszlása megváltozik (Engel–Yoo [1987]). Engel–Yoo [1987] és MacKinnon [2010] is a kritikus értékek újraszámolását javasolja az Engle–Granger kointegrációs teszt alkalmazása esetén. Mi MacKinnon [2010] alapján számoltuk ki az Engle–Granger kointegrációs teszt kritikus értékeit az ADF teszthez.

¹⁰A reziduum alapú tesztek, csak egy kointegrációs kapcsolat jelenlétét feltételezik, de az ötváltozós esetben több ilyen kapcsolat is létezhet, ezért erre az esetre nem futtattunk ilyen típusú tesztet. Ellenben két változó esetén a kointegrációs vektorok maximális száma egy.

A kétváltozós specifikáció esetén, az egyes mintáinkon alkalmazható kritikus értékek a 2. számú mellékletben találhatóak. Az eredmények szinte egyik esetben sem kedvezőek, leszámítva a forint euró-árfolyam kétváltozós specifikációját. Ezen az egy eseten kívül a hagyományos ADF tesztet alkalmazó Engle–Granger kointegrációs teszt egyik árfolyam esetén és egyik időszak esetén sem mutat kointegrációt a vizsgált változók között. Az eredmények a 3. és a 4. táblázatban láthatók.

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng–Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>1999Q1–2012Q4, kétváltozós specifikáció</i>							
$u_{t,HUF}$	-4.177***	-4.321**	-4.218***	0.270	0.187**	-31.368***	-33.387***
$\Delta u_{t,HUF}$	-7.075***	-7.015***	-7.143***	0.500**	0.500***	-61.535***	-67.611***
<i>1999Q1–2012Q4, háromváltozós specifikáció Balassa–Samuelson hatással</i>							
$u_{t,HUF}$	-3.377	-3.296	-3.407	0.215	0.209**	-9.421**	-20.679**
$\Delta u_{t,HUF}$	-6.565***	-6.841***	-6.630***	0.289	0.328***	-53.397***	-55.055***

3. táblázat. Az ADF, az Ng–Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek reziduumokra vonatkozó eredményei a forint-euró árfolyam esetén

A forint-euró árfolyam esetén a kétváltozós specifikációnál két teszt is kointegrációt jelez: az ADF és az Ng–Perron teszt is, a KPSS teszt pedig bizonytalan. Ezzel szemben a háromváltozós specifikáció esetén, mely megragadja a Balassa–Samuelson hatást is, csak az Ng–Perron teszt jelez kointegrációt, a KPSS teszt ismét bizonytalankodik és az ADF teszt egyértelműen első fokon integrálnak mutatja a reziduumot, ami a kointegráció hiányára utal. Így a tesztek alapján a kétváltozós specifikáció esetén van esély a kointegráció jelenlétére, míg a háromváltozós specifikáció esetén nem tudunk döntést hozni.

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng–Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>1974Q1/1973Q1/1980Q1–2012Q4</i>							
$u_{t,DKK}$	-2.480	-2.460	-2.487	0.123	0.124*	-8.483**	-10.301
$\Delta u_{t,DKK}$	-9.177***	-9.170***	-9.205***	0.073	0.050	-22.431***	-64.469***
$u_{t,CAD}$	-1.409	-1.547	-1.421	0.232	0.217***	-5.206	-5.607
$\Delta u_{t,CAD}$	-8.635***	-8.723***	-8.650***	0.392*	0.065	-69.096***	-69.593***
$u_{t,JPY}$	-1.225	-2.401	-1.230	1.091***	0.189**	0.315	-12.279
$\Delta u_{t,JPY}$	-5.090***	-5.068***	-4.959***	0.074	0.058	-16.978***	-25.149***
<i>1974Q1/1973Q1/1980Q1–1997Q4</i>							
$u_{t,DKK}$	-1.723	-1.731	-1.732	0.209	0.207**	-5.719*	-5.729
$\Delta u_{t,DKK}$	-7.253***	-7.224***	-7.291***	0.091	0.085	-8.338***	-37.030***
$u_{t,CAD}$	-2.634	-2.655	-2.650	0.142	0.136*	-23.031***	-23.448**
$\Delta u_{t,CAD}$	-2.931	-2.918	-2.929	0.084	0.086	-12.031**	-12.027
$u_{t,JPY}$	-1.972	-0.639	-1.977	0.540**	0.268***	-1.187	-1.130
$\Delta u_{t,JPY}$	-7.084***	-7.492***	-7.155***	0.633**	0.051	-4.288	-31.769***

4. táblázat. Az ADF, az Ng–Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek reziduumokra vonatkozó eredményei a dollárárfolyamok kétváltozós specifikációinak esetén

Azt várhatnánk, hogy a dollárárfolyamok esetén kedvezőbb eredményeket kapunk, már csak a hosszabb mintaidőszak miatt is. De egyik esetben sem mutat kointegrációt a hagyományos, ADF tesztrel futtatott Engle–Granger

kointegrációs teszt, egyik mintaidőszak esetén sem. A dán koronánál a KPSS és az Ng–Perron teszt mindkét mintaidőszaknál bizonytalanokodik, $I(0)$ -t vagy $I(1)$ -et mutat. A kanadai dollárnál a KPSS teszt ugyanezt mutatja mindkét periódusra, viszont az Ng–Perron teszt a 1997-ig tartó periódus esetén stationernek jelzi a hibát, de a 2012-ig tartó mintaidőszaknál ismét egyértelműen $I(1)$. A jen dollárárfolyama mutatja a legrosszabb képet. A hosszabb időszakra egyértelműen $I(1)$ -es hibát jeleznek a tesztek, a rövidebb időszakra pedig $I(1)$ -et vagy $I(2)$ -t. Jól látható, hogy az Engle–Granger típusú kointegrációs tesztek a dollárárfolyamoknál nem mutattak ki hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között, a forint-euró árfolyam esetén pedig csak egy specifikáció esetén van erre esély, a kétváltozós specifikációnál.

A kointegráció létezését a változók között Johansen teszttel is megvizsgáltuk. Minden specifikáció esetén, mindkét időszakra futtattunk ilyen típusú kointegrációs tesztek. Az eredmények a 3. számú mellékletben láthatók. Viszonylagos összhang figyelhető meg a két típusú kointegrációs teszt eredményei között a tekintetben, hogy a Johansen teszt sem mutatott ki kointegrációt a kétváltozós specifikációk többsége esetén. Kivétel ez alól a kanadai dollár kétváltozós specifikációja a 2012-ig tartó időszakra, illetve a forint-euró árfolyam hasonló specifikációi. A dollárárfolyamok esetén minden ötváltozós specifikáció esetén sikerült kimutatni a kointegrációt, vagyis a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Ugyanez elmondható a forint-euró árfolyam valamennyi specifikációjára. Illetve az eredményekből megfigyelhető, hogy a kointegrációs tesztek a korlátlan modellek esetén mutatnak kedvezőbb képet. Tehát gyenge tesztelési koncepcióban valamennyi árfolyam esetén találtunk bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett bizonyos specifikációk esetén.

3.4 Kointegrált VAR modellek eredményei

A kointegrált VAR modellek eredményeiről összességében elmondható, hogy heterogén képet mutatnak. A korlátlan specifikációk egyike esetén sem tudtuk azonosítani a monetáris árfolyammodellek hatásait az árfolyamok hosszú távú viselkedésében, sőt, a legtöbb esetben maga a kointegráció sem volt kimutatható a Johansen teszt által sugallt eredmények ellenére. Ellenben a kétváltozós specifikációknál több esetben sikerült igazolni a monetáris modellek feltevéseit.

3.4.1 Forint-euró árfolyam

Nem tipikus a magyar irodalomban, hogy a forint-euró árfolyam hosszú távú viselkedését vizsgálják olyan szempontból, hogy az a monetáris modellek várakozásait tükrözi-e vagy sem. A legtöbb árfolyammal kapcsolatos irodalom talán a sávós árfolyamrendszerrel kapcsolatban íródott, mely felkeltette a témával foglalkozók érdeklődését (pl. Darvas [2001], Naszódi [2004]), illetve

az euró bevezetésével kapcsolatban (pl. Neményi [2003], Tarafás [2001]). A forint előrejelezhetőségét is többféle koncepcióban vizsgálják az irodalomban: például sávon belüli előrejelezhetőségről, illetve előrejelezhetetlenségéről Darvas [1999] munkájában olvashatunk, egy eszköz árazási koncepcióban történő előrejelzési vizsgálatról pedig Naszódi 2011-es tanulmányában. Darvas Zsolt és Schepp Zoltán 2007-es munkája a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását feltételező hibakorrekciós modellel történő előrejelzési eredményekről számol be, melyben a forintot is tesztelték. A forint esetében az eredmények viszonylag kedvezőek voltak. (Darvas–Schepp [2007b]) Hasonló vizsgálatot végeztek a fejlett ipari országok valutáival kapcsolatban. Ezen valutáknál kedvezőbb eredményeket realizáltak, mint a kelet-közép-európai valuták vizsgálatánál. (Darvas–Schepp [2007a]) A nemzetközi irodalomban is találhatók olyan tanulmányok, melyek a kelet-közép európai árfolyamokat vizsgálják, beleértve a forintot is, és ezek között inkább megtalálhatók a klasszikus monetáris modelleket tesztelő tanulmányok (pl. Crespo-Cuaresma et al. [2003]).

A mi eredményeink hasonlítanak az irodalom eredményeihez a tekintetben, hogy a Balassa–Samuelson hatás modellbe foglalásával a forint esetén viszonylag kedvező eredmények érhetők el a tesztelés terén. Látható (5. táblázat), hogy azok a specifikációk, amelyek nem ragadják meg a Balassa–Samuelson hatást, teljesen negatív képet mutatnak. Viszont a Balassa–Samuelson hatást is megragadó korlátozott modellnél a változók előjelei megfelelnek a várakozásoknak. Valamennyi specifikáció esetén stacioner reziduumokat találtunk, még a Balassa–Samuelson hatást nem tartalmazó specifikációk esetén is (4. melléklet).

	Hétváltozós modell 99Q1-12Q4	Háromváltozós modell 99Q1-12Q4	Ötváltozós modell 99Q1-12Q4	Kétváltozós modell 99Q1-12Q4
Restriktciók	$\beta_{12} = 1$	$\beta_{11} = -1$	$\beta_{12} = 1$	$\beta_{11} = -1$
e_t	-0.715***	e_t -1	e_t -29.172	e_t -1
m_t	-1	f_t 4.488***	m_t -1	f_t -0.609***
m_t^*	0.921***	$p_{d,t}$ 7.833***	m_t^* 31.320***	c 14.708
y_t	1.024***	c -60.041***	y_t -19.942	
y_t^*	-1.884***		y_t^* -41.843***	
p_t	-0.527***			
p_t^*	0.135			
c	24.270***			
hiba korr.e.	0.023	0.090***	-0.002	0.227***
AIC	-43.316	-15.647	-29.079	-9.129
SBC	-35.661	-13.314	-23.587	-8.466

Megjegyzés: A hét- és háromváltozós modell a Balassa–Samuelson hatást is megragadja.
 $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

5. táblázat. Kointegrációs vektorok a forint euró árfolyamának esetén

A forint-euró árfolyamot minden specifikáció esetén 1999Q1 és 2012Q4 között vizsgáltuk meg, illetve mindenhol egy egyensúlyi kapcsolatot becsültünk, ezért nem volt szükség a vektorok identifikálására, így nem tettünk restriktciókat a változókra (sem az előjelekre). Az ötváltozós modell esetén az

árfolyam gyengén exogén, azaz nem alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, így ez a becslés nem igazolja a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A Johansen teszt egy kointegrációs kapcsolatot javasolt:

$$m_t = 31.320 \cdot m_t^* - 41.843 \cdot y_t^* . \quad (29)$$

Mivel az árfolyamra nem lehetett normálni a vektort, így a hazai pénzkínálatra normáltuk (Burke–Hunter [2005]). Az előjelek elvben jók, ugyanis ha a monetáris árfolyammodellek egyenletét átrendezzük a pénzkínálatra, akkor pontosan a becsült előjeleket várjuk: azaz a külföldi pénzkínálatra pozitív, a külföldi reáljövedelemre pedig negatív előjelet. Az árfolyam és a hazai reáljövedelem nem volt szignifikáns a kointegrációs vektorban. De nem azt szeretnénk megtudni, hogy a hazai pénzkínálatot hogyan befolyásolják a fundamentumok, hanem hogy az árfolyamot hogyan befolyásolják ezek a változók hosszú távon. Így az árfolyam gyenge exogenitása mellett az is a monetáris árfolyammodellek ellen szól, hogy az árfolyam nem szignifikáns a hosszú távú egyensúly kialakításában. Az egyes kointegrált VAR modellek reziduumaikat az LM autokorrelációs teszttel, a White-féle heteroszkedaszticitási teszttel és a Jarque–Bera-féle normalitás teszttel teszteltük. A diagnosztikai eredmények viszonylag kedvezők, a reziduumok autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak, csak a normalitási feltételt nem teljesítik.

A Balassa–Samuelson hatást is megragadó hétváltozós specifikációnál is hasonló a helyzet. Az árfolyam ebben az esetben is gyengén exogén, tehát nem alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz. Így ez a becslés sem támasztja alá a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A Johansen teszt három vagy négy egyensúlyi mechanizmus jelenlétét jelzi, de nem sikerült olyan identifikációt találni, amelynél a reziduumok autokorrelációja egy ilyen modell esetén megfelelő lenne. Viszont egy egyensúlyi mechanizmus jelenléte esetén sikerült egy elfogadható autokorrelációjú modellt találni. A becsült egyensúlyi mechanizmus a következő:

$$m_t = 24.270 - 0.715 \cdot e_t + 0.921 \cdot m_t^* + 1.024 \cdot y_t - 1.884 \cdot y_t^* - 0.527 \cdot p_t . \quad (30)$$

A kointegrációs vektort a hazai pénzkínálatra normáltuk. Bár a fő probléma az, hogy az árfolyam nem alkalmazkodik, a vektor sem teljesen a monetáris árfolyammodellek feltevéseit tükrözi. A monetáris árfolyammodellek redukált formájának pénzkínálatra való rendezését követően az árfolyamra pozitív előjelet várunk, mivel az árfolyam és a hazai pénzkínálat között pozitív irányú kapcsolat van. Ugyanis a hazai pénzkínálat növekedése leértékelődést okoz az árfolyamban, ha az a hazai valuta árát jelzi külföldi valutában. De a becsült mechanizmus pontosan az ellenkezőjét mutatja. Illetve még rossz az előjel a hazai árindex-különbségek¹¹ esetén. A hazai pénzkínálat pozitívan befolyásolja az árfolyamot, viszont a hazai árindex-különbségek negatívan, mivel változatlan árszínvonal mellett a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árának növekedése árfolyam felértékelődést okoz. Ugyanis a kereskedelmi

¹¹ Azaz a teljes árszínvonal és a kereskedelmi forgalomba kerülők javak árának különbsége, ami a kereskedelmi forgalomba nem kerülő és kerülő javak ára közötti különbséget proxyzza.

forgalomba nem kerülő javak árának emelkedésével egyidőben a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árának csökkennie kell, hogy az árszínvonal ne változzon. Az egyenlet hazai pénzkínálatra rendezésével a várt negatív előjel megfordul, így a becült mechanizmusban pozitív előjelet várunk. A többi változó előjele megfelel a várakozásoknak. A diagnosztika kicsit rosszabb, mint az előző esetben, de még így is autokorrelálatlanok a reziduumok, homoszkedasztikusak, csak a normalitási feltétel sérül (6. táblázat).

A kétváltozós specifikációt is megbecsültük a Balassa–Samuelson hatás megragadása nélkül és azzal együtt is, hogy össze tudjuk vetni az eredményeket. A Balassa–Samuelson hatás modellbe foglalása nélkül nem jutottunk eredményre. Két változó esetén a maximálisan lehetséges kointegrációs vektorok száma egy, így egy vektort becültünk:

$$e_t = 14.708 - 0.609 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] . \quad (31)$$

Az árfolyam alkalmazkodik a megbecsült kointegrációs vektorhoz, csak a fundamentumok előjele nem felel meg a várakozásoknak. Ahhoz, hogy a várt hatásokat azonosítani tudjuk, pozitívnak kellene lennie az együtthatónak (a hazai pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem növekedése leértékelődést, a külföldi pénzkínálat és a hazai reáljövedelem növekedése felértékelődést okoz az árfolyamban a monetáris árfolyammodellek szerint). A diagnosztikai eredmények kedvezőek, mindhárom feltételt teljesítik a reziduumok (6. táblázat).

Ezzel ellentétben a Balassa–Samuelson hatás figyelembevételével olyan kointegrációs vektort sikerült megbecsülni a kétváltozós specifikáció esetén (háromváltozós modell), melyben a változók előjelei megfelelnek a monetáris árfolyammodellek várakozásainak:

$$e_t = -60.041 + 4.488 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] - 7.833 \cdot (p_t - p_t^*) . \quad (32)$$

A fundamentumokból képzett kompozit változó ilyen összeállításban pozitívan befolyásolja az árfolyamot, az árindex-különbségek pedig negatívan, a fent említett okok miatt. Így esetünkben szignifikáns Balassa–Samuelson hatás figyelhető meg. Az árfolyam alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz, a hibakorrekciós együtthatója szignifikánsan negatív (az árfolyam mínusz egyre való normálás esetén pozitív). Bár a kompozit változó együtthatójának mértéke túllépi a várt értéket, de nem extrém mértékben. Így ebben az esetben igazoltunk véljük a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A diagnosztikai eredmények a többi esethez hasonlóak, a reziduumok autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak, csak a normális eloszlás feltételét nem teljesítik (6. táblázat).

	Hétváltozós modell 99Q1-12Q4		Háromváltozós modell 99Q1-12Q4		Ötváltozós modell 99Q1-12Q4		Kétváltozós modell 99Q1-12Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
	<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>							
LM stat.(1)	52.973	0.324	8.138	0.520	25.274	0.447	7.341	0.119
LM stat.(2)	42.532	0.731	8.017	0.532	28.065	0.305	2.665	0.615
LM stat.(3)	51.037	0.394	11.067	0.271	26.892	0.361	6.991	0.136
LM stat.(4)	32.974	0.962	3.924	0.916	19.788	0.758	4.334	0.363
LM stat.(5)	36.414	0.908	11.017	0.275	28.067	0.305	4.369	0.358
LM stat.(6)	68.567	0.034	6.649	0.674	36.570	0.063	4.583	0.333
LM stat.(7)	54.591	0.271	10.243	0.331	25.944	0.411	7.487	0.112
LM stat.(8)	67.399	0.042	13.132	0.157	20.669	0.711	5.682	0.224
LM stat.(9)	32.721	0.964	11.458	0.246	17.516	0.862	3.942	0.414
LM stat.(10)	68.841	0.032	7.076	0.629	22.303	0.618	2.323	0.677
LM stat.(11)	33.982	0.949	8.134	0.521	31.372	0.177	3.935	0.415
LM stat.(12)	46.255	0.585	2.735	0.974	27.271	0.343	0.149	0.997
	<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>							
	1419.8	0.350	200.626	0.667	743.378	0.407	24.326	0.757
	<i>Normalitás teszt</i>							
ferdeség	1.109	0.993	0.243	0.970	1.048	0.959	0.775	0.679
csúcsosság	72.669	0.000	19.375	0.000	57.184	0.000	5.742	0.057
Jarque-Bera	73.778	0.000	19.618	0.003	58.232	0.000	6.517	0.164

Megjegyzés: A hét- és háromváltozós modell a Balassa-Samuelson hatást is megragadja.

6. táblázat. A diagnosztika tesztstatisztikái a forint euró árfolyamának esetén

3.4.2 Dán korona-dollár árfolyam

A dán korona dollárárfolyama nem tartozik a leggyakrabban tesztelt árfolyamok közé, de több panelelemzésben is fellelhető, és általában a korai panelelemzést alkalmazó tanulmányok idősorban is tesztelték a panelben összegyűjtött árfolyamokat. Rapach és Wohar 2002-es és 2004-es cikkében is szerepel ez az árfolyam, amelyet mindkétszer idősoros technikákkal is megbecsültek. Rapach és Wohar [2002] már a változók integráltsági fokának tesztelésénél kudarcra szembesült a dán korona-dollár árfolyam esetén. A vizsgált változókat Ng-Perron egységgyök teszteltek, mely során az árfolyam stacionernek bizonyult, ebben az esetben pedig nem állhat fenn kointegráció a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok között. A pénzkínálatok különbsége első fokon integrált folyamatnak mutatkozott, a jövedelem különbségek tesztje pedig nem adott egyértelmű eredményt. Éves adatokkal dolgoztak, az 1885 és 1995 közötti periódust vizsgálták meg. 2004-es tanulmányukban már más adatbázist használtak fel a vizsgálataikhoz, Mark és Sul [2001] adatbázisát. Ezek negyedéves adatok, melyek az 1973Q1 és 1997Q1 közötti időszakot ölelik fel. A reáljövedelmet ez az adatbázis a termelési indexszel közelítette, míg a szerzők 2002-es cikkükben reál GDP-t használtak a becsléshez. Hatféle idősoros technikát alkalmaztak: sima legkisebb négyzetek módszerét (OLS – ordinary least squares), „teljesen módosított” legkisebb négyzetek módszerét (FM-OLS – fully modified or-

dinary least squares)¹², dinamikus legkisebb négyzetek módszerét (DOLS)¹³, vektor hibakorrekciós modellt maximum likelihood becsléssel, „látszólag szét-eső” modellt (SUR – seemingly unrelated model)¹⁴ és elosztott késleltetésű autoregresszív modellt. Ezen kívül Engle–Granger és Johansen kointegrációs tesztet is futtattak. A számos tesztelési módszer ellenére idősoros technikával nem sikerült bizonyítékot találni a monetáris árfolyammodellek mellett a dán korona-dollár árfolyam esetén. Volt olyan eljárás, mely során találtak kointegrációs kapcsolatot, de a kointegrációs vektor együtthatóinak előjelei nem voltak összhangban az elméleti feltevésekkel, illetve olyan is előfordult, hogy az előjelek helyesek voltak, de a vizsgált változók nem voltak szignifikánsak. A mi eredményeink sem mutatnak túl pozitív képet. Az árfolyam három esetben mutat alkalmazkodást, bár a reziduumok mind a négy esetben stationerek (4. számú melléklet). Mindkét kétváltozós esetben alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, de a kointegrációs vektorban szereplő kompozit változó együtthatójának előjele nem a várakozásoknak megfelelő. Illetve az 1997-ig vizsgált ötváltozós esetben is szignifikáns az árfolyam hibakorrekciós együtthatója, azaz az egyik „korlátlan” modell esetén, ahol csak az USA pénzkínálatának előjele nem stimmel. Az eredmények az 7. táblázatban láthatók.

	Ötváltozós modell 74Q1-12Q4	Ötváltozós modell 74Q1-97Q4	Kétváltozós modell 74Q1-12Q4	Kétváltozós modell 74Q1-97Q4
Restrikciók	$\beta_{13} = -1$	$\beta_{11} = -1$	$\beta_{11} = -1$	$\beta_{11} = -1$
e_t	0.751***	e_t -1	e_t -1	e_t -1
m_t	0.468***	m_t 0.765	f_t -0.879***	f_t -0.778***
m_t^*	-1	m_t^* 1.577***		
y_t	-2.715***	y_t -5.419***		
y_t^*	3.130***	y_t^* 1.022		
c	13.767***	c -45.282***		
hiba korr.e.	-0.022	0.088***	0.031*	0.043**
AIC	-24.802	-25.077	-6.713	-6.721
SBC	-21.997	-22.034	-6.437	-6.118

Megjegyzés: $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

7. táblázat. Kointegrációs vektorok a dán korona dollárárfolyamának esetén

Az ötváltozós esetben az 1974Q1 és 2012Q4 közötti időszakra vonatkozó becslésnél nem tudtuk a dán korona-dollár árfolyamra normálni a kointegrációs vektort, mert az gyengén exogén volt. Azaz, ha eltérés következik be a hosszú távú egyensúlytól, akkor az árfolyam nem fog alkalmazkodni. Tehát nem sikerült a monetáris modellek feltevéseit igazolni. Ugyanez a helyzet

¹²Phillips, P. C. – Hansen, B.E. [1990]: Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. Review of Economic Studies, Vol. 57, No. 1, pp. 99–125.

¹³Saikkonen, P. [1991]: Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions. Econometric Theory, Vol. 7, No. 1, pp. 1–21. és Stock, J. H. – Watson, M. H. [1993]: A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. Econometrica, Vol. 61, No. 4, pp. 783–820.

¹⁴Mark, N. C. – Ogaki, M. – Sul, D. [2005]: Dynamic seemingly unrelated cointegrating regression. The Review of Economic Studies, Vol. 72, No. 3, pp. 797-820.

a hazai pénzkínálattal, szintén nem mutat alkalmazkodást a hosszú távú egyensúlyhoz, így végül a külföldi pénzkínálatra normáltuk a kointegrációs vektort:

$$m_t^* = 13.767 + 0.751 \cdot e_t + 0.468 \cdot m_t - 2.715 \cdot y_t + 3.130 \cdot y_t^* . \quad (33)$$

A kointegrációs vektor ebben az esetben sem a monetáris modellek feltevéseit tükrözi. Az árfolyam és a külföldi pénzkínálat között a monetáris modellek szerint negatív kapcsolatnak kell lenni: ha a külföldi pénzkínálat nő, akkor az árfolyam felértékelődik (ha az árfolyam a hazai valuta árát jelzi külföldi valutában kifejezve). A többi változó előjele elvben jó, de nem azt szeretnék megtudni, hogy a pénzkínálatra hogyan hatnak a monetáris fundamentumok, hanem hogy azok az árfolyamot hogyan befolyásolják. Illetve az árfolyam nem szignifikáns hibakorrekciós együtthatója esetén nincs egyensúly, nincs kointegráció. A diagnosztikai tesztek kedvező eredményeket mutatnak: a becslés reziduuma nem autokorreláltak, nem heteroszkedasztikusak, csak a normalitási feltétel sérül (8. táblázat).

Az 1997-ig becsült ötváltozós specifikáció esetén viszont nem volt akadálya annak, hogy az árfolyamra normáljuk a kointegrációs vektort:

$$e_t = -45.282 + 1.577 \cdot m_t^* - 5.419 \cdot y_t . \quad (34)$$

Hasonlóan az előbbi esethez, szintén egy kointegrációs kapcsolatot jelzett a Johansen teszt. A hazai pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem nem bizonyult szignifikánsnak, a külföldi pénzkínálat együtthatója pedig nem felel meg a várakozásoknak. Az egyenlet szerint a külföldi pénzkínálat növekedése a nominális árfolyam leértékelődését okozná, pedig ennek fordítva kellene történni. Ebben az esetben az árfolyam felértékelődne, tehát ennek a változónak az előjele nem felel meg a várakozásoknak. Viszont a hazai reáljövedelem előjele megfelelő, mivel a hazai reáljövedelem növekedésének hatására a nominális árfolyam felértékelődik, s ezt jelzi a becsült kointegrációs vektor is. Bár az árfolyam alkalmazkodási együtthatója szignifikáns – azaz a változók kointegráltak, és hosszú távon létrejön egyensúly az alkalmazkodás révén –, mivel a vektor előjelei nem felelnek meg teljes mértékben a várakozásoknak, ezért ebben az esetben sem találtunk igazolást a monetáris árfolyammodellek mellett. A diagnosztika eredményei ugyanolyanok, mint az előző becslés esetén (8. táblázat). Tehát a korlátlan modell becslési eredményei hasonlítanak a forint-euró árfolyam eredményeihez, egyik esetben sem találtunk bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett.

A kétváltozós specifikációk esetén sem kaptunk jobb eredményeket. A maximálisan lehetséges egy kointegrációs vektort mindkét esetben az árfolyamra normáltuk. Sajnos egyik esetben sem kaptunk pozitív előjelű együtthatót a fundamentumokra, bár az együtthatók mértéke közelít a vártnak. Az 1974Q1 és 2012Q4 közötti időszakra becsült kointegrációs vektor:

$$e_t = -0.879 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] , \quad (35)$$

és az 1997Q4-ig becsült:

$$e_t = -0.778 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] . \quad (36)$$

Az árfolyam mindkét esetben alkalmazkodik, azaz szignifikáns az árfolyam hibakorrekciós együtthatója, de sajnos mindkét specifikációnál elméleti szempontok szerint rossz vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam. Így hiába mutatható ki kointegráció, erős tesztelési koncepcióban ismét nem tudjuk igazolni a monetáris modelleket. A diganosztikai tesztek kicsit jobbák, mint az előző esetben. Mindkét specifikáció reziduumaik autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak és normális eloszlásúak (8. táblázat). A korlátozott modellek esetén a forint-euró jobban teljesített, ott a Balassa–Samuelson hatást is megragadó korlátozott specifikáció pozitív eredményt mutatott, legalábbis előjelek tekintetében.

	Ötváltozós modell 74Q1-12Q4		Ötváltozós modell 74Q1-97Q4		Kétváltozós modell 74Q1-12Q4		Kétváltozós modell 74Q1-97Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>								
LM stat.(1)	27.749	0.319	29.281	0.252	3.192	0.526	3.508	0.477
LM stat.(2)	23.323	0.559	23.250	0.563	2.849	0.584	5.111	0.276
LM stat.(3)	18.151	0.836	18.063	0.840	7.271	0.122	3.392	0.494
LM stat.(4)	22.995	0.578	32.753	0.137	0.838	0.933	1.583	0.812
LM stat.(5)	27.726	0.321	35.305	0.083	1.699	0.791	5.094	0.278
LM stat.(6)	27.247	0.344	29.633	0.238	4.906	0.297	1.016	0.907
LM stat.(7)	21.396	0.671	12.308	0.984	4.822	0.306	1.733	0.785
LM stat.(8)	22.215	0.623	25.222	0.450	3.533	0.473	3.702	0.448
LM stat.(9)	22.004	0.636	32.996	0.131	5.201	0.267	4.692	0.320
LM stat.(10)	28.168	0.300	24.487	0.491	4.759	0.313	3.628	0.459
LM stat.(11)	24.159	0.510	20.115	0.741	2.263	0.688	3.872	0.424
LM stat.(12)	30.600	0.203	26.973	0.357	1.657	0.799	2.607	0.626
<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>								
	549.150	0.997	521.830	0.840	14.407	0.977	31.835	0.984
<i>Normalitás teszt</i>								
ferdeség	7.830	0.166	2.421	0.788	2.221	0.329	0.445	0.801
csúcosság	17.568	0.004	26.163	0.000	4.214	0.122	4.423	0.110
Jarque-Bera	25.398	0.005	28.585	0.002	6.435	0.169	4.868	0.301

8. táblázat. A diagnosztika tesztstatisztikái a dán korona dollárárfolyama esetén

3.4.3 Kanadai dollár-amerikai dollár árfolyam

A kanadai dollár-dollárárfolyam tesztelésének is változóak az eredményei az irodalomban. A korai vizsgálatok nem voltak túl sikeresek a tekintetben, hogy igazolják fundamentumok szerepét a nominális árfolyam alakításában. Backus [1984], Boothe és Poloz [1988], Marquez és Schinasi [1988] sem tudta igazolni a monetáris árfolyammodellek feltevéseit a kanadai dollár esetén. Boothe és Poloz [1988] figyelembe vette a pénzkereslet dinamikáját, Marquez és Schinasi [1988] pedig a pénzkínálatok speciális mérésével próbált eredményt elérni. De később már a pozitív eredményt hozó tanulmányok is feltűntek: Choudhry és szerzőtársai [1991]-nek sikerült igazolni a PPP fennállását az 1950-es és az 1960-as évek legelejére a kanadai dollárárfolyamon, majd Choudhry és Lawler [1997] a monetáris árfolyammodellek feltevéseit is igazolta ugyanezen az időszakon. Johansen technikát alkalmazták, és egy

kointegrációs vektort becsültek, melynek együttthatói összhangban voltak az irodalommal, kivéve a kanadai jövedelmet, mert az nem volt szignifikáns. A pénzkínálatokat M1-es adatokkal, a reáljövedelmeket a termelési indexszel, a kamatokat a hosszú lejáratú államkötvények kamataival közelítették. Havi adatokat becsültek 1950 októbere és 1962 májusa között. Korlátlan modellt becsültek, és nem tudták elutasítani a nullhipotézist, hogy a hazai és a külföldi változók együttthatói abszolút értékben azonosak. Előrejelzéseket egyaránt futtattak, melyek minden vizsgált horizonton jobban szerepeltek, mint a véletlen bolyongás.

Kouretas [1997] eredményei is alátámasztják, hogy a monetáris árfolyammodellek képesek leírni a kanadai dollár dollárárfolyamának hosszú távú viselkedését. 1970 júniusa és 1994 májusa között vizsgálta meg a kanadai dollár dollárárfolyamát havi adatokon, a reáljövedelmet, mint legtöbbször, a termelési indexszel közelítette. Két kointegrációs vektor létezését mutatta ki, – ahogy mi is az egyik ötváltozós specifikáció esetén, bár azokhoz az árfolyam nem alkalmazkodott – és szintén egy restriktiók nélküli (nem feltételezte, hogy a hazai és külföldi változók együttthatója ugyanaz), korlátlan modellt becsült meg.

Később Cushman [2000] újravizsgálta Kouretas [1997] eredményeit egy hosszabb adatbázison, de a becsült kointegrációs vektor együttthatói nem voltak összhangban az elméleti feltevésekkel, tehát nem talált bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. Kouretas-szal ellentétben egy kointegrációs vektort mutatott ki, és 1998-ig vizsgálta meg az adatokat. A változói és a becsült modell is hasonló Kouretas [1997]-hez: a reáljövedelmet ő is az ipari termelési indexszel közelítette, és szintén egy restriktiók nélküli modellt becsült. A változók között nem talált másodfokon integrált folyamatot. Groen [2000] Johansen-féle kointegrációs tesztet alkalmazott, de nem kapott egyértelmű eredményeket. A teszt alapján nem lehet eldönteni, hogy van-e kointegráció a változók között, illetve a tesztek szerint egy és két kointegrációs vektor jelenléte is elképzelhető. Negyedéves adatokat vizsgált 1973Q1-1994Q4 között, a reáljövedelem mérésére a reál GDP-t használta. Francis és szerzőtársai [2001] havi adatokat vizsgált meg 1974 és 1993 között, szintén Johansen technika alkalmazásával, melynek során négy kointegrációs vektor jelenlétét mutatták ki. Nekik sikerült igazolniuk a monetáris modelleket. Rapach és Wohar [2002] éves adatokon tesztelte a kanadai dollár dollárárfolyamát 1880 és 1995 között. Már az árfolyam egységgyök tesztjének eredménye sem volt egyértelmű. Majd a becslések során általában rossz előjeleket kaptak, és nem voltak szignifikánsak az egyes változók. Upudhyaya és Pradhan [2006] negyedéves adatokat vizsgált 1991 és 1998 között. Minden változó első fokon integráltnak bizonyult a tesztek alapján, és elutasították, hogy nincs kointegráció a változók között. De a hibakorrekciós modell becslésekor már nem jártak sikerrel. Ezzel ellentétben Zhang és szerzőtársai [2007]-nek sikerült kointegrációt kimutatni a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok között, illetve 9 hónap és 1 év közötti időhorizonton az előrejelzési eredményeik is felülmúlták a véletlen bolyongásból származó előrejelzési eredményeket. Többek között a kanadai dollárt is vizsgálták.

Johansen technikát alkalmaztak negyedéves, szezonálisan kiigazított adatokon 1975 és 2004 között. Egy korlátlan modellt becsültek meg, mely a pénzkínálatok és a jövedelmek mellett a kamatokat is tartalmazta. Darvas és Schepp [2007a] vizsgálatában szintén szerepelt a kanadai dollár, melyben hosszú lejáratú határidős árfolyamokat alkalmaznak az azonnali árfolyam előrejelzésére. Az előrejelzések értékeléséhez az 1990 és 2006 közötti időszakot használták fel, és a kanadai dollár esetén is jobb előrejelzéseket kaptak az egyes előrejelzési időhorizontokon, mint a véletlen bolyongás esetén. Mi az ötváltozós „korlátlan” modellek egyike esetén sem tudtuk igazolni a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét, de a kétváltozós „korlátozott” modelleknél sikert könyvelhettünk el. Az előjelek megfelelnek az elméleti feltételeknek, és az együttthatók mértéke is közelít a várthoz. Igaz, az arányossági hipotézis nem teljesül, de ezt nem is tekintettük szükséges kritériumnak a vizsgált modell igazolásához. Az ötváltozós specifikációk kudarca ellenére a reziduumok mind a négy esetben stacionerek a tesztek szerint (4. számú melléklet). Az eredmények a 9. táblázatban láthatók.

	Ötváltozós modell 73Q1-12Q4		Ötváltozós modell 73Q1-97Q4		Kétváltozós modell 73Q1-12Q4		Kétváltozós modell 73Q1-97Q4	
Restriktiók	$\beta_{13} = -1 \quad \beta_{25} = -1 \quad \beta_{12} = 0$ $\beta_{14} = 0 \quad \beta_{22} = 0$ $\alpha_{11} = 0 \quad \alpha_{12} = 0 \quad \alpha_{51} = 0$		$\beta_{12} = -1$		$\beta_{11} = -1$		$\beta_{11} = -1$	
e_t	0.800***	0.259***	e_t	0.614***	e_t	-1	e_t	-1
m_t	0	0	m_t	-1	f_t	0.962***	f_t	0.600*
m_t^*	-1	-0.404***	m_t^*	0.856***	t	-0.008***	t	-0.003
y_t	0	0.174***	y_t	-3.375***	c	2.810	c	1.648
y_t^*	-2.240***	-1	y_t^*	1.064				
t	0.028	0.011	t	0.020				
c	35.954	14.205	c	10.400				
hiba korr.e.	0	0		0.006		0.052***		0.066***
LR stat.	2.152					-		-
p-érték	0.708					-		-
AIC	-32.195			-32.678		-10.469		-10.952
SBC	-29.859			-30.422		-9.657		-10.284

Megjegyzés: $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

9. táblázat. Kointegrációs vektorok a kanadai dollár dollárárfolyamának esetén

A kanadai dollár dollárárfolyamánál az 1973Q1 és 2012Q4 közötti időszakra az ötváltozós esetben a Johansen teszt két kointegrációs vektort jelzett, így két egyensúlyi mechanizmust becsültünk meg. Mivel az árfolyam mindkét vektor esetén gyengén exogén volt, így más változókra kellett normálnunk a vektorokat. A legjobb statisztikai tulajdonságokkal rendelkező identifikáció úgy adódott, hogy az egyik vektort a külföldi pénzkínálatra a másik vektort pedig a külföldi reáljövedelemre normáltuk. A két kointegrációs vektor nem lehet ugyanaz, nem tükrözheti ugyanazokat a hatásokat, ezért restriktciókkal identifikáltuk őket a 2.3 pontban leírtaknak megfelelően. Mivel az árfolyam egyik vektorhoz sem alkalmazkodik, ezért nem jön létre hosszú

távú egyensúly, így a monetáris árfolyammodellek ebben az esetben sem igazolhatók. A mintán becült két kointegrációs vektor a külföldi pénzkínálatra normálva:

$$m_t^* = 35.954 + 0.800 \cdot e_t - 2.240 \cdot y_t^* + 0.028 \cdot t, \quad (37)$$

illetve a külföldi reáljövedelemre normálva:

$$y_t^* = 14.205 + 0.259 \cdot e_t - 0.404 \cdot m_t^* + 0.174 \cdot y_t + 0.011 \cdot t. \quad (38)$$

A vektorok sem igazán tükrözik a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. Az első kointegrációs vektorban (37) egyik változó előjele sem felel meg a várakozásoknak, a második vektor esetén (38) pedig a külföldi pénzkínálat előjele hibázik, bár a két vektor nem értelmezhető egymástól teljesen függetlenül. A diagnosztikai eredmények olyanok, mint a legtöbb esetben, a reziduumok nem autokorreláltak, nem heteroszkedasztikusak, de nem is normális eloszlásúak (10. táblázat).

1973Q1 és 1997Q4 közötti időszakra az ötváltozós modellnél a Johansen teszt egy kointegrációs kapcsolatot jelzett. Az árfolyam ebben az esetben is gyengén exogénnek bizonyult, így a hazai pénzkínálatra normáltuk a kointegrációs vektort:

$$m_t = 10.400 + 0.614 \cdot e_t + 0.856 \cdot m_t^* - 3.375 \cdot y_t + 0.020 \cdot t. \quad (39)$$

A külföldi reáljövedelem nem lett szignifikáns, illetve a hazai reáljövedelem együtthatójának előjele eltér a várttól. A hazai reáljövedelem növekedése felértékelődést okoz az árfolyamban, ezért negatív előjelet várunk erre a változóra az árfolyamra kifejezett egyenletben. A hazai pénzkínálatra rendezve az egyenletet az együtthatónak pozitívnak kellene lennie, de ennek az ellenkezője szerepel a megbecsült mechanizmusban. A külföldi pénzkínálat és az árfolyam együtthatója megfelel a várakozásoknak. A nem megfelelő előjelű változókat tartalmazó kointegrációs vektor, és az árfolyam alkalmazkodásának hiánya miatt sem detektálhatók a monetáris árfolyammodellek hatásai. A diagnosztikai eredmények kifejezetten jók, az autokorrelálatlanság és a homoszkedaszticitás mellett a normális eloszlás feltételét is teljesítik a reziduumok. A korlátlan modellek eredményei ismét hasonlóak a forint-euró árfolyam eredményeihez, nem igazolják a monetáris árfolyammodellek által feltételezett hatásokat.

A fenti esetekkel ellentétben a kétváltozós modellt 2012Q4-ig becslve kifejezetten kedvező eredményeket kaptunk. A fundamentumokból képzett „kompozit” változó együtthatójának előjele megfelel az elméleti feltevéseknek, és a mértéke is nagyon közel van a várthoz az árfolyamra normált kointegrációs vektorban:

$$e_t = 2.810 + 0.962 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] - 0.008 \cdot t. \quad (40)$$

Az árfolyam alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz, tehát kimutatható a kointegráció a nominális árfolyam és monetáris makro-fundamentumok között,

még akkor is, ha a hosszú távú egyensúlyi árfolyamban negatív trend, azaz felértékelődési tendencia figyelhető meg. Mivel olyan kointegrált VAR modellt becstünk, melyben az árfolyam alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, amely a monetáris árfolyammodellek által feltételezett hatásokat ragadja meg, ezért ebben az esetben igazoltnak tekintjük ezeket a modelleket. A reziduumokra vonatkozó diagnosztikai eredmények mind a három feltételt teljesítik (10. táblázat).

A kétváltozós modellt 1997Q1-ig becstülve szintén kedvező eredményeket kaptunk. A fundamentumok előjele pozitív, az árfolyam pedig alkalmazkodik a megbecstült vektorhoz:

$$e_t = 1.648 + 0.600 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] - 0.003 \cdot t . \quad (41)$$

Bár a fundamentumok együtthatójának értéke kicsit csökkent, de ez még így is a jó eredmények közé sorolható. A negatív trend ebben az esetben is megfigyelhető a hosszú távú árfolyamban, de ettől még kimutatható a kointegráció a vizsgált változók között. Ebben az esetben is elmondhatjuk, hogy a kanadai dollár dollárárfolyamának hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel. A diagnosztikai eredmények ismét teljesítik mind a három feltételt (10. táblázat). A kanadai dollár korlátozott modelljeinek eredményei hasonlóan pozitívak, mint a forint euró árfolyamának Balassa-Samuelson hatást is megragadó korlátozott modelljének eredménye.

	Ötváltozós modell 73Q1-12Q4		Ötváltozós modell 73Q1-97Q4		Kétváltozós modell 73Q1-12Q4		Kétváltozós modell 73Q1-97Q4	
	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték
	<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>							
LM stat.(1)	26.099	0.402	28.882	0.269	0.406	0.982	2.511	0.643
LM stat.(2)	27.700	0.322	16.754	0.891	5.017	0.286	6.929	0.140
LM stat.(3)	34.942	0.089	27.655	0.324	3.306	0.508	2.624	0.623
LM stat.(4)	30.158	0.218	23.536	0.546	0.541	0.969	7.105	0.131
LM stat.(5)	20.889	0.699	24.222	0.507	3.920	0.417	4.365	0.359
LM stat.(6)	37.637	0.050	33.240	0.125	5.935	0.204	8.667	0.070
LM stat.(7)	32.483	0.145	22.411	0.612	1.152	0.886	3.833	0.429
LM stat.(8)	26.117	0.401	24.311	0.502	6.996	0.136	5.639	0.228
LM stat.(9)	24.697	0.480	23.305	0.560	0.712	0.950	2.983	0.561
LM stat.(10)	26.040	0.406	17.761	0.852	3.604	0.462	6.114	0.191
LM stat.(11)	18.151	0.836	20.365	0.727	2.051	0.726	0.827	0.935
LM stat.(12)	22.773	0.591	20.540	0.718	4.407	0.354	3.382	0.496
	<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>							
	459.175	0.948	399.967	0.561	78.087	0.866	50.026	0.512
	<i>Normalitás teszt</i>							
ferdeség	13.437	0.020	0.857	0.973	0.216	0.897	0.454	0.797
csúcosság	29.918	0.000	13.580	0.019	5.218	0.074	2.411	0.300
Jarque-Bera	43.355	0.000	14.437	0.154	5.435	0.246	2.865	0.581

10. táblázat. A diagnosztika tesztstatisztikái a kanadai dollár dollárárfolyama esetén

3.4.4 Jen-dollár árfolyam

A jen-dollár, illetve a dollár-jen árfolyamot gyakran teszteli az irodalom, de az eredmények általában vegyesek. Meese és Rogoff 1983-as tanulmánya el-

sősorban a monetáris árfolyammodellek előrejelzésének képességét tesztelte, de mintán belüli becsléseket is végeztek. A vizsgált árfolyamok között a jen-dollár árfolyam is szerepel. A szerzők a becslés eredményeivel elégedettek voltak, nem úgy a modellek előrejelző képességével. Hatféle technikát, köztük VAR modelleket is alkalmaztak havi adatokon 1973 márciusától 1981 júniusáig. Frankel [1984] ezzel szemben idősoros technikát alkalmazva nem kapott az elmélettel összhangban lévő együttthatókat a jen-dollár árfolyam becslése során, havi adatokon 1974 és 1981 között. Groen [2000] nemcsak panelben tesztelte a nominális árfolyamokat, hanem idősorban is az 1973Q1-1994Q4 közötti periódusban. A Johansen-féle kointegrációs teszt a jen-dollár árfolyam esetén elég bizonytalan képet mutatott, az eredmények alapján nem lehetett eldönteni, hogy van kointegráció a változók között vagy nincs. Ezzel ellentétben Dutt és Ghosh [2000]-nek sikerült kimutatnia a kointegrációt a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Szintén Johansen technikát alkalmaztak, s egy kointegrációs vektort becsültek meg havi adatokon. Fix (1959M1-1972M12) és rugalmas árfolyamrendszer (1973M1-1996M12) alatt egyaránt vizsgálták a jen-dollár árfolyamot, és mindkét rezsim alatt igazolták a monetáris modelleket. Caporale és Pittis [2001] is sikert könyvelhetett el a jen dollárárfolyamának vizsgálata során. Negyedéves adatokat becsültek 1975Q1 és 1997Q1 között, s egy korlátlan modellt specifikáltak (a változók a pénzkínálat, a jövedelem és a hosszú távú kamat). VAR modellt és FM-OLS-t is futtattak, mindkét esetben találtak bizonyítékot amellett, hogy a monetáris fundamentumok hosszú távon befolyásolják a nominális árfolyamot a jen esetén. Ők is egy kointegrációs vektor jelenlétét mutatták ki. De továbbra is születtek negatív képet festő tanulmányok a jen vizsgálata tekintetében. Juselius és MacDonald [2004] elsősorban a PPP és a fedezetlen kamatparitás fennállását vizsgálta a jen dollárárfolyamra, és arra a következtetésre jutottak, hogy inkább a devizapiaci szereplők viselkedése fontos az árfolyam meghatározásában, mint az árupiaci szereplők viselkedése. Cheung és társai [2005] előrejelzéssel tesztelte a monetáris modelleket – Meese és Rogoff [1983]-hoz hasonlóan –, és a jen-dollár árfolyamot is vizsgálta. Az eredmények alapján hosszú távon, hibakorrekciós eljárást alkalmazva néhány esetben a modellek jobban teljesítettek, mint a véletlen bolyongás. Upudhyaya és Pradhan [2006] többek között a japán jen dollárárfolyamát is vizsgálta 1991Q1 és 1998Q4 között, negyedéves adatokon. Ők csak gyenge koncepcióban tudták igazolni a monetáris modellek érvényesülését a vizsgált árfolyamok esetén. A tesztelt változók első fokon integráltak voltak, és nem tudták elutasítani, hogy nincs kointegráció a változók között. De a hibakorrekciós modellek becslésénél már nem jártak sikerrel. Zhang és szerzőtársai [2007] vizsgálata is kiterjedt a jen dollárárfolyamára. Az eredmények hasonlóak a kanadai dollár eredményeihez: 1975Q1 és 2004Q4 között sikerült Johansen technikával kimutatni a kointegrációt a változók között, és a VEC alapú előrejelzések elsősorban a 9 és 12 hónapos időhorizonton múlták felül a véletlen bolyongásból származó előrejelzéseket. Darvas Zsolt és Schepp Zoltán [2007a] tanulmányában a jen dollár árfolyamra is készített előrejelzéseket. A jen dollárárfolyama esetén is jobb előrejelzéseket kaptak az egyes előrejelzési

időhorizontokon, mint a véletlen bolyongás esetén. Chinn és Moore [2011] az alap monetáris modelleken kívül egy módosított, „hibrid” monetáris modellt is vizsgált. Havi frekvencián végeztek becslést, 1999. januártól 2007. januárig. A mintán belüli becslés mellett előrejelzéseket is készítettek. A Johansen teszt ebben az esetben is egy kointegrációs vektort jelzett a jen dollárárfolyamának esetén, de az eredmények egyik modellnél sem voltak összhangban az elméleti várakozásokkal. Hunter és Ali [2013] szintén becsült egy módosított modellt az alap monetáris modellek mellett. A reálkamat-különbségek modelljét becsülték meg 1980Q1 és 2009Q4 között. Johansen technikát alkalmaztak, és VAR modellt futtattak. Csak a módosított modellnél érték el sikert, az alap reálkamat-különbségek modellje esetén az árfolyam gyengén exogénnek bizonyult. Mi a jen-dollár árfolyam esetén is két specifikációt becsültünk meg két időszakra. Az ötváltozós modellek egyikénél két kointegrációs vektort mutatott a Johansen teszt, a többi esetben egy kointegrációs vektort becsültünk. A kétvektoros esetben csak az egyik vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, ezen kívül minden más esetben szignifikáns lett a hibakorrekciós együttható, de csak a kétváltozós esetekben kaptunk az elméleti várakozásoknak megfelelő együtthatókat. De ezekben az esetekben nem csak az együtthatók előjele megfelelő, a mértékük is nagyon közel van a vártnak. A reziduumok mind a négy esetben stacionerek a tesztek szerint (4. számú melléklet), ami kointegrációra utalhat, igaz a 2012-ig tartó ötváltozós becslés ezt nem támasztja alá maradéktalanul. A jen-dollár árfolyam esetén becsült kointegrációs vektorok, az egyik ötváltozós specifikáció esetén tett megkötések és LR teszt, illetve az információs kritériumok a 11. táblázatban találhatóak.

	Ötváltozós modell 80Q1-12Q4		Ötváltozós modell 80Q1-97Q4		Kétváltozós modell 80Q1-12Q4		Kétváltozós modell 80Q1-97Q4	
Restriktciók	$\beta_{11} = -1 \quad \beta_{23} = -1 \quad \beta_{13} = 0$		$\beta_{11} = -1$		$\beta_{11} = -1$		$\beta_{11} = -1$	
	$\beta_{15} = 0 \quad \beta_{22} = 0$							
	$\alpha_{21} = 0 \quad \alpha_{12} = 0 \quad \alpha_{22} = 0$		-		-		-	
	$\alpha_{42} = 0$							
e_t	-1	-11.032***	e_t	-1	e_t	-1	e_t	-1
m_t	-2.047***	0	m_t	1.941*	f_t	0.925***	f_t	1.016***
m_t^*	0	-1	m_t^*	-1.904				
y_t	3.367***	29.234***	y_t	1.220*				
y_t^*	0	-30.004***	y_t^*	-3.049***				
c	59.866	81.734						
hiba korr.e.	0.064***	0		0.040*		0.020*		0.031***
LR stat.	5.017			-		-		-
p-érték	0.414			-		-		-
AIC	-31.748			-32.168		-8.781		-8.715
SBC	-29.873			-30.402		-7.831		-8.329

Megjegyzés: $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

11. táblázat. Kointegrációs vektorok a japán jen dollárárfolyamának esetén

A jen-dollár árfolyam 1980Q1 és 2012Q4 közötti időszak ötváltozós modelljénél a Johansen teszt a kanadai esethez hasonlóan két kointegrációs vektort jelzett. Az árfolyam csak az első vektorhoz alkalmazkodik, a második

vektorhoz nem, a hazai pénzkínálat pedig gyengén exogén, azaz egyik vektorhoz sem alkalmazkodik. Így az első vektort az árfolyamra a második vektort a külföldi pénzkínálatra normáltuk. A vektorok identifikálásához pedig a 2.3 pontban leírtak alapján restriktciókat tettünk. A becslt két kointegrációs vektor:

$$e_t = 59.866 - 2.047 \cdot m_t + 3.367 \cdot y_t \quad (42)$$

és

$$m_t^* = 81.734 - 11.032 \cdot e_t + 29.234 \cdot y_t - 30.004 \cdot y_t^* . \quad (43)$$

Az első vektornál (42) egyik változó előjele sem felel meg a várakozásoknak, a második vektornál (43) pedig a reáljövedelmek együtthatói nem jók, bár ismét meg kell jegyezni, hogy a két vektor nem értelmezhető egymástól teljesen függetlenül. A hazai pénzkínálatra pozitív együtthatót várunk, mert annak növekedése leértékelődést okoz az árfolyamban. A hazai reáljövedelem esetén pedig negatív előjelűnek kellene lennie az együtthatónak, mivel a hazai reáljövedelem növekedése felértékelődést okoz az árfolyamban. A külföldi reáljövedelem esetén pedig épp fordított a helyzet. Ha az egyenlet a külföldi pénzkínálatra van rendezve, akkor is ezeket az előjeleket várjuk a reáljövedelmek esetén. Mivel a kointegrációs vektorok nem a monetáris árfolyammodellek hatásait tükrözik, ezért ebben az esetben nem mondható el, hogy a jendollár árfolyam hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellekkel. A diagnosztikai eredmények olyanok, mint a legtöbb esetben, a reziduumok autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak, de nem normális eloszlásúak (12. táblázat).

Az ötváltozós specifikációt 1997Q4-ig becslve sem kaptunk sokkal másabb eredményeket. A Johansen teszt egy egyensúlyi kapcsolatot jelzett, melyet az árfolyamra normáltunk:

$$e_t = 1.941 \cdot m_t + 1.220 \cdot y_t - 3.049 \cdot y_t^* . \quad (44)$$

A hazai pénzkínálat együtthatója a várakozásoknak megfelelő, pozitív, de a reáljövedelmek együtthatója ismét nem jó. A hazai és a külföldi reáljövedelem együtthatója is ellentétes az elmélet által várt előjellel. Bár az árfolyam alkalmazkodást mutat a megbecslt egyensúlyi kapcsolathoz, így a változók kointegrálnak tekinthetők, de a kointegrációs vektor előjelei nem tükrözik a monetáris árfolyammodellek várakozásait. Így erős tesztelési koncepcióban ebben az esetben sem tudtuk igazolni a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A diagnosztika eredményei jobbak az előző becsléshez képest, a reziduumok a normalitási feltételt is teljesítik a másik két feltétel mellett (12. táblázat).

A kétváltozós specifikációk mindkét időszakra sikeres eredményeket hoztak. Az árfolyam alkalmazkodási paramétere mindkét esetben szignifikánsan negatív (az árfolyam mínusz egyre való normálása esetén pozitív), és mindkét becslt vektor a monetáris árfolyammodellek várakozásait tükrözi. A 2012Q1-ig becslt kointegrációs vektor:

$$e_t = 0.925 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] , \quad (45)$$

az 1997Q4-ig becsült kointegrációs vektor:

$$e_t = 1.016 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] . \tag{46}$$

A fundamentumok együtthatójának előjele mindkét esetben pozitív, és a mértékük is közel van a várt +1-es értékhez. Így beazonosíthatók a várt hatások: a hazai pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem növekedésének hatására az árfolyam leértékelődik, a külföldi pénzkínálat és a hazai reáljövedelem növekedésének hatására pedig felértékelődik az árfolyam. Ezekben az esetekben elmondhatjuk, hogy a jen-dollár árfolyam hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel. A diagnosztikai eredmények a megszokottak, a 2012-ig becsült modell reziduumaival teljesítik az autokorrelálatlanságot és a homoszkedaszticitást, a 1997Q4-ig becsült modell reziduumaival pedig ezen a két feltételen kívül a normalitást is teljesítik (12. táblázat). Az eredmények ezekben az esetekben is hasonlóak a forint eredményekhez, a korlátozott modellek esetén kedvező eredményekre jutotunk, a korlátlan modellek esetén viszont kedvezőtlenekre.

	Ötváltozós modell 80Q1-12Q4		Ötváltozós modell 80Q1-97Q4		Kétváltozós modell 80Q1-12Q4		Kétváltozós modell 80Q1-97Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
	<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>							
LM stat.(1)	36.894	0.059	22.671	0.597	1.309	0.860	1.777	0.777
LM stat.(2)	28.532	0.284	17.969	0.844	2.209	0.698	7.710	0.103
LM stat.(3)	34.029	0.107	32.654	0.140	0.958	0.916	4.798	0.309
LM stat.(4)	22.999	0.578	27.930	0.311	3.005	0.557	7.536	0.110
LM stat.(5)	24.466	0.493	26.661	0.373	1.584	0.812	0.935	0.919
LM stat.(6)	30.097	0.221	25.338	0.444	1.025	0.906	4.230	0.376
LM stat.(7)	20.276	0.732	17.805	0.851	0.352	0.986	1.065	0.899
LM stat.(8)	23.820	0.530	17.362	0.868	4.925	0.295	3.751	0.441
LM stat.(9)	22.003	0.636	27.303	0.341	1.219	0.875	2.327	0.676
LM stat.(10)	25.634	0.427	18.653	0.813	4.431	0.351	6.194	0.185
LM stat.(11)	16.492	0.899	20.455	0.723	3.508	0.477	3.196	0.526
LM stat.(12)	27.112	0.350	17.850	0.849	0.638	0.959	0.666	0.955
	<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>							
	296.388	0.767	178.291	0.999	73.854	0.972	18.427	0.782
	<i>Normalitás teszt</i>							
ferdeség	19.785	0.001	3.117	0.682	10.367	0.006	0.026	0.987
csúcosság	95.034	0.000	11.502	0.042	0.785	0.675	2.034	0.362
Jarque-Bera	114.819	0.000	14.620	0.147	11.152	0.025	2.060	0.725

12. táblázat. A diagnosztika tesztstatisztikái a japán jen dollárárfolyama esetén

4 Konklúzió

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a monetáris árfolyammodellekkel írható le. A monetáris árfolyammodellek fontos elméleti megközelítései az árfolyam meghatározásának hosszú távon, ennek ellenére empirikus igazolásuk nem túl meggyőző. A korai idősoros tesztelések többségének nem sikerült igazolnia a

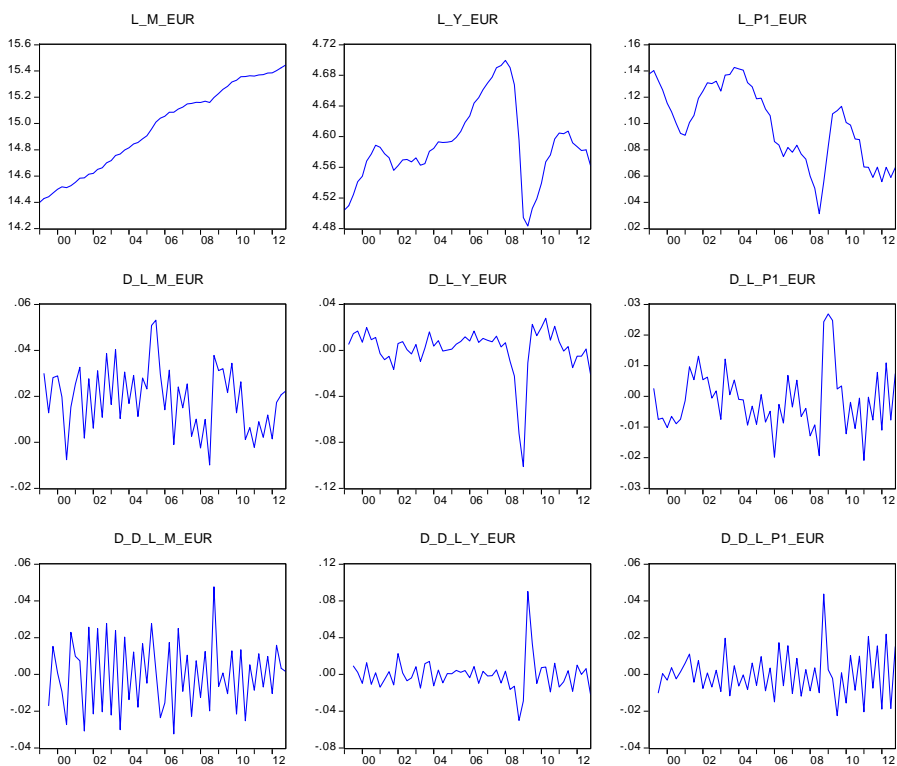
modellt empirikusan. Ennek egyik oka az egységgyök és kointegrációs tesztek alacsony ereje. A tesztek ereje két módon növelhető: panelbe rendezzük az adatokat, és egyidejűleg több idősort vizsgálunk; vagy még hosszabb adatsorokat tesztelünk. Mi a második módszerrel próbáltunk empirikus igazolást nyerni a monetáris modellek redukált formája mellett néhány OECD ország devizaárfolyamának esetén.

A dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamait vizsgáltuk meg negyedéves bontásban a lebegtetés időszaka alatt kétféle specifikációban (ötváltozós, kétváltozós modell), két időszakra: 1997-ig és 2012-ig. Emellett összehasonlításként közöltük a forint-euró árfolyam eredményeit is, szintén két specifikáció esetén. A változók integráltsági fokának tesztelését követően Engle–Granger teszttel és Johansen teszttel vizsgáltuk meg, hogy kointegráltak-e a változóink, azaz gyenge koncepcióban teszteltük a monetáris árfolyammodelleket. Az Engle–Granger tesztet csak a kétváltozós esetre futtattuk le, de mindkét időszakra. A dán koronánál és a kanadai dollárnál az eredmények bizonytalanok, de inkább a kointegráció hiányát jelzik, a jen dollár árfolyam esetén pedig egyértelműen nem mutat az Engle–Granger teszt kointegrációt. A forintnál a kétváltozós specifikációnál van esély a kointegrációra, viszont a háromváltozós specifikáció szintén a kointegráció hiányát jelzi. A Johansen teszt eredmények viszonylag összhangban vannak az Engle–Granger teszt eredményekkel, a legtöbb kétváltozós specifikáció esetén nem jelzett kointegrációt (kivéve a kanadai dollárt és a forintot) a teszt, viszont valamennyi ötváltozós specifikációnál kimutatta a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését a vizsgált változók között.

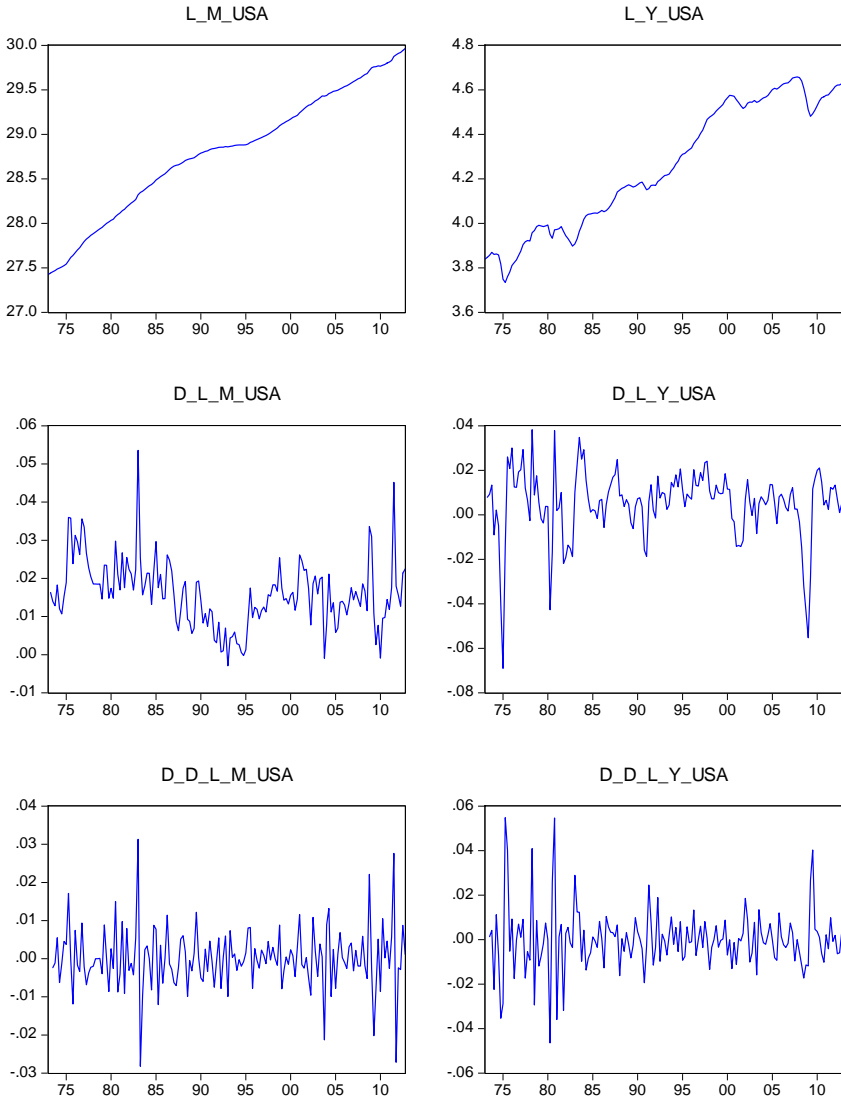
A kointegrált VAR modellek – ez egyfajta erős koncepcióban történő tesztelése a modelleknek – eredményei specifikációként és árfolyamonként is eltérőek. Érdekes, hogy pont azoknál a specifikációknál nem értünk el pozitív eredményeket, amelyeknél a tesztek kimutatták a kointegráció jelenlétét. A korlátlan specifikációk becslésénél egy esetben sem igazolhatók a monetáris árfolyammodellek feltevései, de a korlátozott specifikációk esetén – a dán korona dollárárfolyamának kivételével – igazolhatók az elméleti feltevések. A forint-euró árfolyamról ugyanez mondható el, de csak annál a specifikációnál, melynél a Balassa–Samuelson hatást a modellbe foglaltuk. A legjobb eredményeket a jen-dollár árfolyamra kaptuk. Így elmondható, hogy bizonyos specifikációk esetén minden árfolyamnál találtunk empirikus igazolást arra, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok fontos szerepet játszanak a vizsgált árfolyamok hosszú távú viselkedésének alakításában.

1. melléklet

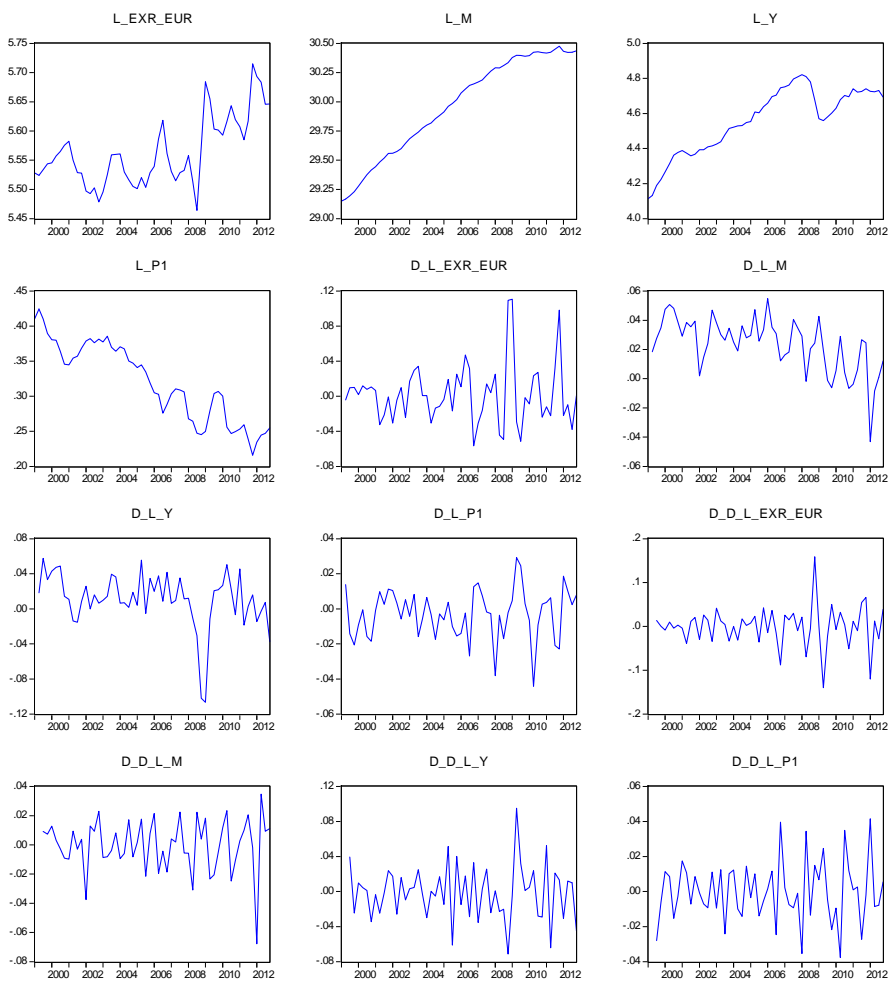
Az idősorok ábrái, segédlet az egységgyök tesztek kiértékeléséhez



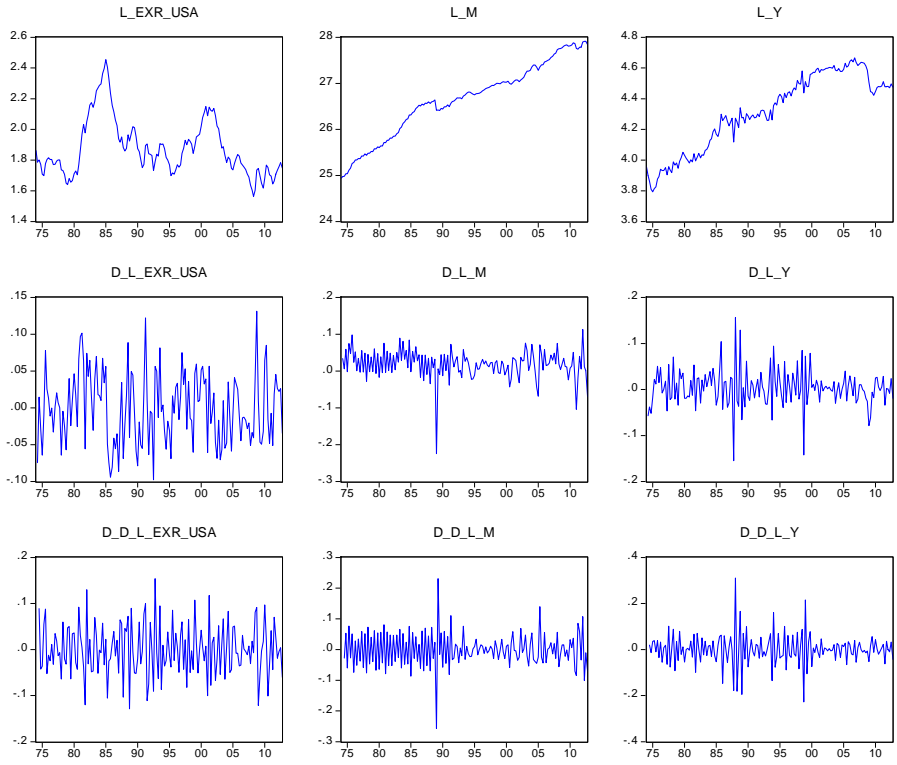
M1.1. ábra. Eurószóna



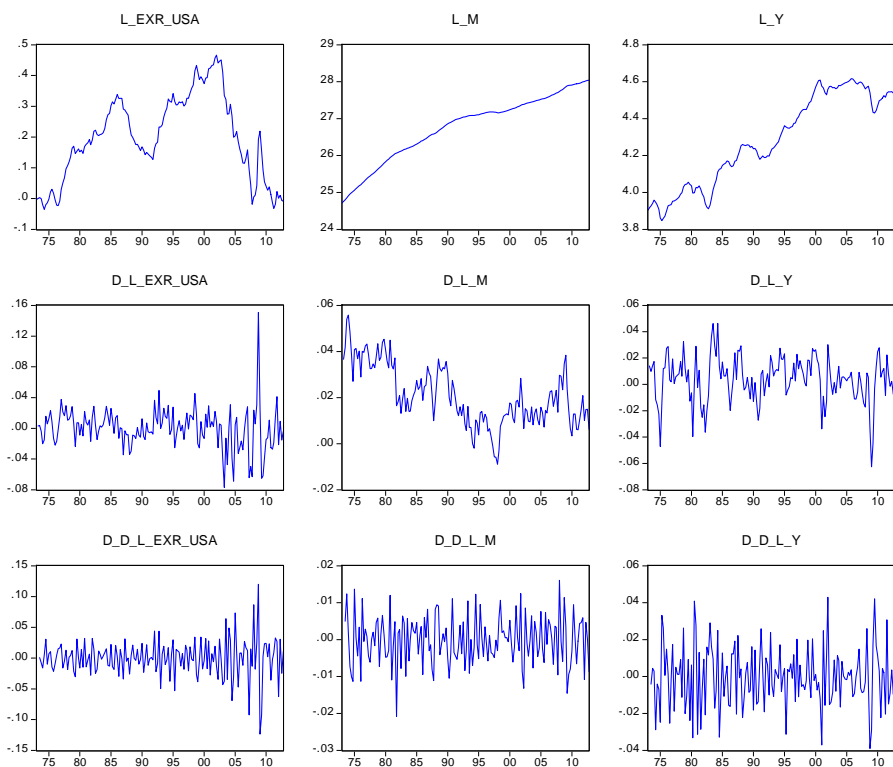
M1.2. ábra. USA



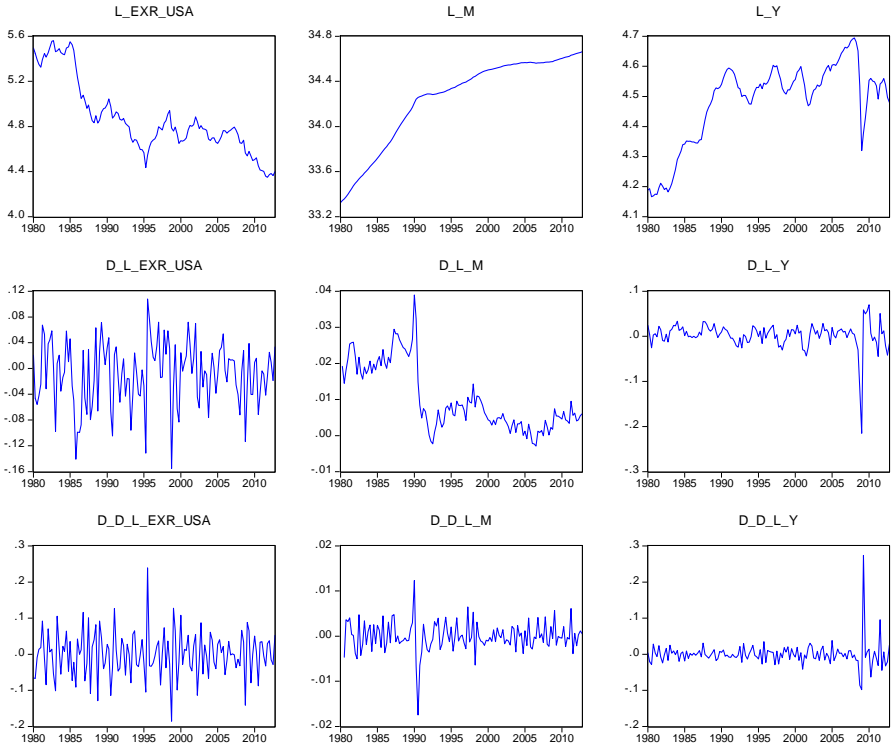
M1.3. ábra. Magyarország



M1.4. ábra. Dánia



M1.5. ábra. Kanada



M1.6. ábra. Japán

2. melléklet

Az Engle–Granger teszt számolt kritikus értékei az ADF egységgyök teszthez MacKinnon [2010] alapján

Kétváltozós specifikáció 1999Q1-2012Q4			Háromváltozós specifikáció (B.–S. hatással) 1999Q1-2012Q4		
<i>Trend nélkül</i>					
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{56} + \frac{-30.03}{56^2} = -4.098$		1%	$-4,2981 + \frac{-13.79}{56} + \frac{-46.37}{56^2} = -4.559$	
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{56} + \frac{-8.98}{56^2} = -3.447$		5%	$-3.7429 + \frac{-8.352}{56} + \frac{-13.41}{56^2} = -3.896$	
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{56} + \frac{-5.73}{56^2} = -3.121$		10%	$-3.4518 + \frac{-6.241}{56} + \frac{-2.79}{56^2} = -3.564$	
<i>Trenddel</i>					
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{56} + \frac{-34.03}{56^2} = -4.615$		1%	$-4.6676 + \frac{-18.492}{56} + \frac{-49.35}{56^2} = -5.013$	
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{56} + \frac{-15.06}{56^2} = -3.954$		5%	$-4.1193 + \frac{-12.024}{56} + \frac{-13.13}{56^2} = -4.338$	
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{56} + \frac{-4.01}{56^2} = -3.626$		10%	$-3.8344 + \frac{-9.188}{56} + \frac{-4.85}{56^2} = -4.000$	

M2.1. táblázat. Forint-euró árfolyam

Kétváltozós specifikáció 1974Q1-2012Q4			Kétváltozós specifikáció 1974Q1-1997Q4		
<i>Trend nélkül</i>					
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{156} + \frac{-30.03}{156^2} = -3.969$		1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{96} + \frac{-30.03}{96^2} = -4.013$	
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{156} + \frac{-8.98}{156^2} = -3.376$		5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{96} + \frac{-8.98}{96^2} = -3.401$	
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{156} + \frac{-5.73}{156^2} = -3.072$		10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{96} + \frac{-5.73}{96^2} = -3.089$	
<i>Trenddel</i>					
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{156} + \frac{-34.03}{156^2} = -4.428$		1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{96} + \frac{-34.03}{96^2} = -4.492$	
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{156} + \frac{-15.06}{156^2} = -3.842$		5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{96} + \frac{-15.06}{96^2} = -3.881$	
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{156} + \frac{-4.01}{156^2} = -3.542$		10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{96} + \frac{-4.01}{96^2} = -3.571$	

M2.2. táblázat. Dán korona-dollár árfolyam

Kétváltozós specifikáció 1973Q1-2012Q4			Kétváltozós specifikáció 1973Q1-1997Q4		
<i>Trend nélkül</i>					
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{160} + \frac{-30.03}{160^2} = -3.967$		1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{100} + \frac{-30.03}{100^2} = -4.008$	
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{160} + \frac{-8.98}{160^2} = -3.375$		5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{100} + \frac{-8.98}{100^2} = -3.398$	
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{160} + \frac{-5.73}{160^2} = -3.072$		10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{100} + \frac{-5.73}{100^2} = -3.087$	
<i>Trenddel</i>					
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{160} + \frac{-34.03}{160^2} = -4.425$		1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{100} + \frac{-34.03}{100^2} = -4.485$	
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{160} + \frac{-15.06}{160^2} = -3.840$		5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{100} + \frac{-15.06}{100^2} = -3.877$	
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{160} + \frac{-4.01}{160^2} = -3.541$		10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{100} + \frac{-4.01}{100^2} = -3.568$	

M2.3. táblázat. Kanadai dollár-dollár árfolyam

Kétváltozós specifikáció 1980Q1-2012Q4			Kétváltozós specifikáció 1980Q1-1997Q4		
<i>Trend nélkül</i>					
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{132} + \frac{-30.03}{132^2} = -3.982$	1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{72} + \frac{-30.03}{72^2} = -4.052$		
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{132} + \frac{-8.98}{132^2} = -3.383$	5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{72} + \frac{-8.98}{72^2} = -3.422$		
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{132} + \frac{-5.73}{132^2} = -3.077$	10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{72} + \frac{-5.73}{72^2} = -3.104$		
<i>Trenddel</i>					
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{132} + \frac{-34.03}{132^2} = -4.446$	1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{72} + \frac{-34.03}{72^2} = -4.549$		
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{132} + \frac{-15.06}{132^2} = -3.853$	5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{72} + \frac{-15.06}{72^2} = -3.915$		
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{132} + \frac{-4.01}{132^2} = -3.551$	10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{72} + \frac{-4.01}{72^2} = -3.597$		

M2.4. táblázat. Jen-dollár árfolyam

3. melléklet

Johansen kointegrációs teszt eredmények az egyes specifikációk esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.8241	245.1747	134.6780	0.000
Legalább 1	0.6739	154.8014	103.8473	0.000
Legalább 2	0.5478	96.5408	76.9728	0.001
Legalább 3	0.3413	55.2766	54.0790	0.039
Legalább 4	0.2856	33.5698	35.1928	0.074
Legalább 5	0.2012	16.0812	20.2618	0.171
Legalább 6	0.0811	4.3977	9.1646	0.356
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.8241	90.3734	47.0790	0.000
Legalább 1	0.6739	58.2606	40.9568	0.000
Legalább 2	0.5478	41.2642	34.8059	0.007
Legalább 3	0.3413	21.7068	28.5881	0.293
Legalább 4	0.2856	17.4886	22.2996	0.205
Legalább 5	0.2012	11.6835	15.8921	0.205
Legalább 6	0.0811	4.3977	9.1646	0.356

M3.1. táblázat. Johansen teszt a Balassa–Samuelson hatást is megragadó hétváltozós modell, HUF-EUR árfolyam, 1999Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4079	38.8812	35.1928	0.0191
Legalább 1	0.1512	12.6778	20.2618	0.3901
Legalább 2	0.0857	4.4798	9.1645	0.3453
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4079	26.2035	22.2996	0.0135
Legalább 1	0.1512	8.1979	15.8921	0.5242
Legalább 2	0.0857	4.4798	9.1646	0.3453

M3.2. táblázat. Johansen teszt a Balassa–Samuelson hatást is megragadó háromváltozós modell, HUF-EUR árfolyam, 1999Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4288	65.6205	60.0614	0.0158
Legalább 1	0.2731	37.0639	40.1749	0.0994
Legalább 2	0.2407	20.7943	24.2760	0.1292
Legalább 3	0.0772	6.7517	12.3209	0.3506
Legalább 4	0.0507	2.6551	4.1299	0.1220
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4288	28.5566	30.4396	0.0844
Legalább 1	0.2731	16.2696	24.1592	0.3993
Legalább 2	0.2407	14.0427	17.7973	0.1682
Legalább 3	0.0772	4.0965	11.2248	0.6131
Legalább 4	0.0507	2.6551	4.1299	0.1220

M3.3. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, HUF-EUR árfolyam, 1999Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2574	16.1073	15.4947	0.0404
Legalább 1	0.0007	0.0384	3.8415	0.8446
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2574	16.0689	14.2646	0.0256
Legalább 1	0.0007	0.0384	3.8415	0.8446

M3.4. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, HUF-EUR árfolyam, 1999Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2637	78.9706	76.9728	0.0349
Legalább 1	0.0973	32.4495	54.0790	0.8320
Legalább 2	0.0502	16.8842	35.1928	0.8910
Legalább 3	0.0362	9.0542	20.2618	0.7312
Legalább 4	0.0225	3.4534	9.1646	0.4996
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2637	46.5211	34.8059	0.0013
Legalább 1	0.0973	15.5653	28.5881	0.7759
Legalább 2	0.0502	7.8300	22.2996	0.9588
Legalább 3	0.0362	5.6008	15.8921	0.8310
Legalább 4	0.0225	3.4534	9.1646	0.4996

M3.5. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, DKK-USD árfolyam, 1974Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4003	97.7896	76.9728	0.0006
Legalább 1	0.2291	50.7534	54.0790	0.0959
Legalább 2	0.1911	26.8168	35.1928	0.2982
Legalább 3	0.0545	7.3077	20.2618	0.8768
Legalább 4	0.0231	2.1509	9.1646	0.7475
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4003	47.0362	34.8059	0.0011
Legalább 1	0.2291	23.9366	28.5881	0.1757
Legalább 2	0.1911	19.5091	22.2996	0.1172
Legalább 3	0.0545	5.1567	15.8921	0.8744
Legalább 4	0.0231	2.1509	9.1646	0.7475

M3.6. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, DKK-USD árfolyam, 1974Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0652	16.3850	24.2760	0.3523
Legalább 1	0.0378	6.0042	12.3209	0.4355
Legalább 2	0.0004	0.0684	4.1299	0.8302
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0652	10.3807	17.7973	0.4459
Legalább 1	0.0378	5.9358	11.2248	0.3570
Legalább 2	0.0004	0.0684	4.1299	0.8302

M3.7. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, DKK-USD árfolyam, 1974Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0547	6.3239	12.3201	0.3976
Legalább 1	0.0124	1.1471	4.1299	0.3310
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0547	5.1768	11.2248	0.4527
Legalább 1	0.0124	1.1471	4.1299	0.3310

M3.8. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, DKK-USD árfolyam, 1974Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2260	100.1349	79.3415	0.0006
Legalább 1	0.1934	59.9129	55.2458	0.0184
Legalább 2	0.0887	26.1652	35.0109	0.3184
Legalább 3	0.0575	11.5854	18.3977	0.3408
Legalább 4	0.0145	2.2909	3.8415	0.1301
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2260	40.2220	37.1636	0.0216
Legalább 1	0.1934	33.7478	30.8151	0.0213
Legalább 2	0.0887	14.5798	24.2520	0.5350
Legalább 3	0.0575	9.2945	17.1477	0.4654
Legalább 4	0.0145	2.2909	3.8415	0.1301

M3.9. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, CAD-USD árfolyam, 1973Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3809	72.1234	79.3415	0.1545
Legalább 1	0.1011	25.6107	55.2458	0.9871
Legalább 2	0.0864	15.2728	35.0109	0.9352
Legalább 3	0.0646	6.5098	18.3977	0.8267
Legalább 4	0.0003	0.0285	3.8415	0.8660
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3809	46.5127	37.1636	0.0032
Legalább 1	0.1011	10.3379	30.8151	0.9974
Legalább 2	0.0864	8.7629	24.2520	0.9575
Legalább 3	0.0646	6.4814	17.1477	0.7683
Legalább 4	0.0003	0.0285	3.8415	0.8660

M3.10. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, CAD-USD árfolyam, 1973Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1245	24.4189	25.8721	0.0750
Legalább 1	0.0262	4.0692	12.5180	0.7321
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1245	20.3497	19.3870	0.0362
Legalább 1	0.0262	4.0692	12.5180	0.7321

M3.11. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, CAD-USD árfolyam, 1973Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1231	26.0975	42.9153	0.7321
Legalább 1	0.0961	13.4850	25.8721	0.6997
Legalább 2	0.0387	3.7850	12.5180	0.7730

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1231	12.6125	25.8232	0.8322
Legalább 1	0.0961	9.6999	19.3870	0.6509
Legalább 2	0.0387	3.7850	12.5180	0.7730

M3.12. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, CAD-USD árfolyam, 1973Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2724	99.9995	69.8189	0.0000
Legalább 1	0.2144	58.6602	47.8561	0.0035
Legalább 2	0.1271	27.2988	29.7971	0.0945
Legalább 3	0.0682	9.6342	15.4947	0.3099
Legalább 4	0.0035	0.4576	3.8415	0.4987

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2724	41.3393	33.8769	0.0054
Legalább 1	0.2144	31.3614	27.5843	0.0156
Legalább 2	0.1271	17.6646	21.1316	0.1429
Legalább 3	0.0682	9.1766	14.2646	0.2718
Legalább 4	0.0035	0.4576	3.8415	0.4987

M3.13. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, JPY-USD árfolyam, 1980Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3988	70.6393	60.0614	0.0049
Legalább 1	0.2022	35.0261	40.1749	0.1499
Legalább 2	0.1539	19.2141	24.2760	0.1906
Legalább 3	0.1012	7.5188	12.3209	0.2765
Legalább 4	0.0008	0.0542	4.1299	0.8486

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3988	35.6133	30.4396	0.0104
Legalább 1	0.2022	15.8120	24.1592	0.4375
Legalább 2	0.1539	11.6953	17.7973	0.3242
Legalább 3	0.1012	7.4645	11.2248	0.2118
Legalább 4	0.0008	0.0542	4.1299	0.8486

M3.14. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, JPY-USD árfolyam, 1980Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0580	8.3842	12.3209	0.2084
Legalább 1	0.0073	0.9154	4.1299	0.3920

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0580	7.4688	11.2248	0.2115
Legalább 1	0.0073	0.9154	4.1299	0.3920

M3.15. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, JPY-USD árfolyam, 1980Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0958	9.2828	12.3209	0.1532
Legalább 1	0.0314	2.2338	4.1299	0.1593

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0958	7.0490	11.2248	0.2452
Legalább 1	0.0314	2.2338	4.1299	0.1593

M3.16. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, JPY-USD árfolyam, 1980Q1–1997Q4 esetén

4. melléklet

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng–Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
m_t	1.094	-1.596	3.124	1.172***	0.282***	1.908	-3.266
Δm_t	-3.945***	-4.224***	-1.659*	0.359*	0.089	-10.289**	-14.835*
$\Delta^2 m_t$	-	-	-	0.071	0.064	-	-

M4.1. táblázat. Kanada pénzkínálatának egységgyök teszt eredményei, 1991Q1–2012Q4

Modellek	IPS teszt			Fisher-ADF teszt		Fisher-PP teszt	
	A	B	C	A	C	A	C
<i>Magyarország</i>							
7 változós	99Q1-12Q4	-18.630***	245.094***	484.812***	260.043***	495.152***	
3 változós	99Q1-12Q4	-11.826***	100.512***	190.763***	100.314***	190.089***	
5 változós	99Q1-12Q4	-14.232***	154.749***	299.353***	155.261***	301.213***	
2 változós	99Q1-12Q4	-9.293***	65.306***	128.795***	65.222***	128.361***	
<i>Dánia</i>							
5 változós	74Q1-12Q4	-27.999***	422.863***	1316.950***	422.577***	1316.950***	
5 változós	74Q1-97Q4	-21.090***	158.270***	961.600***	158.355***	959.586***	
2 változós	74Q1-12Q4	-17.670***	170.232***	526.782***	170.240***	526.782***	
2 változós	74Q1-97Q4	-14.319***	54.312***	476.121***	54.229***	476.372***	
<i>Kanada</i>							
5 változós	73Q1-12Q4	-27.947***	428.319***	1316.950***	428.742***	1316.950***	
5 változós	73Q1-97Q4	-20.764***	173.786***	944.344***	173.236***	953.186***	
2 változós	73Q1-12Q4	-17.901***	171.792***	526.782***	171.944***	526.782***	
2 változós	73Q1-97Q4	-13.661***	65.604***	431.410***	65.239***	437.185***	
<i>Japán</i>							
5 változós	80Q1-12Q4	-26.152***	378.192***	1316.950***	378.268***	1316.950***	
5 változós	80Q1-97Q4	-16.635***	154.454***	447.783***	152.235***	451.974***	
2 változós	80Q1-12Q4	-15.023***	137.583***	526.782***	137.675***	526.782***	
2 változós	80Q1-97Q4	-10.351***	63.129***	159.849***	63.133***	160.238***	

M4.2. táblázat. VEC modellek reziduumaik egységgyök teszt eredményei

Irodalom

1. Backus, D. [1984]: Empirical models of the exchange rate: separating the wheat from the chaff. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 17, No. 4, pp. 824–846.
2. Bank for International Settlements [2013]: Triennial Central Bank Survey - Foreign Exchange Turnover in April 2013: preliminary global results. BIS: Basel.
3. Basher, S. A. – Westerlund, J. [2009]: Panel cointegration and the monetary exchange rate model. *Economic Modelling*, Vol. 26, No. 2, pp. 506–513.
4. Bilson, J. [1978]: The monetary approach to the exchange rate – some empirical evidence. IMF Staff Papers 25, Vol. 1, pp. 48–75.
5. Boothe, P. M. – Poloz, S. S. [1988]: Unstable money demand and the monetary model of the exchange rate. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 21, No. 4, pp. 785–798.
6. Boswijk, H. P. [1996]: Testing Identifiability of Cointegrating Vectors. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 14, No. 2, pp. 153–160.
7. Burke, S. P. – Hunter, J. [2005]: *Modelling Non-Stationary Economic Time Series: A Multivariate Approach*, Palgrave Macmillan, Basingstoke
8. Caporale, G. M. – Pittis, N. [2001]: Parameter Instability, Superexogeneity, and the Monetary Model of the Exchange Rate. *Review of World Economics*, Vol. 137, No. 3, pp. 501–524.
9. Cerra, V. – Saxena, S. C. [2010]: The monetary model strikes back: evidence from the world. *Journal of International Economics*, Vol. 81, No. 2, pp. 184–196.
10. Cheung, Y. W. – Chinn, M. D. – Pascual, A. G. [2005]: Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, Vol 24, No. 7, pp. 1150–1175.
11. Chinn, M. D. – Moore, M. J. [2011]: Order Flow and the Monetary Model of Exchange Rates: Evidence from a Novel Data Set. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43, No. 8, pp. 1599–1624.
12. Choudhry, T. – Lawler, P. [1997]: The monetary model of exchange rates: evidence from the Canadian float of the 1950s. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, No. 2, pp. 349–362.
13. Choudhry, T. – McNown, R. – Wallace, M. [1991]: Purchasing power parity and the Canadian float in the 1950s. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 3, pp. 558–563.
14. Clements, K. W. – Frenkel, J. A. [1980]: Exchange Rates, Money, and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920s. *Journal of International Economics*, Vol. 10, No. 2, pp. 249–262.
15. Crespo-Cuaresma, J. – Fidrmuc, J. – MacDonald, R. [2003]: The monetary approach to exchange rates in the CEECs. BOFIT Discussion Papers 14/2003, pp. 1–23.
16. Cushman, D. O. [2000]: The failure of the monetary exchange rate model for the Canadian-U.S. dollar, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, No. 3, pp. 591–603.
17. Darvas Zs. – Halpern L. (szerk.) [1998]: *Árfolyamelmélet*, Osiris Kiadó, Lát-hatatlan Kollégium, Budapest

18. Darvas Zs. – Schepp Z. [2007a]: Forecasting exchange rates of major currencies with long maturity forward rates. Working Paper, No. 2007/5. Department of Mathematical Economics and Economics Analysis, Corvinus University of Budapest.
http://web.uni-corvinus.hu/darvas/Darvas_Schepp_Forecasting.pdf. Letöltve: 2015.01.11.
19. Darvas Zs. – Schepp Z. [2007b]: Kelet-közép-európai devizaárfolyamok előrejelzése határidős árfolyamok segítségével. *Közgazdasági Szemle*, 65. évf., június, pp. 501–528.
20. Darvas Zs. [1999]: Az árfolyamsávok empirikus modelljei és a devizaárfolyam sávon belüli előrejelezhetetlensége. *Közgazdasági Szemle*, 46. évf., 6. szám, pp. 507–529.
21. Darvas Zs. [2001]: Árfolyamrendszer-hitelesség és kamatláb-változékonyság. *Statisztikai Szemle*, 79. évf., 6. szám, pp. 490–506.
22. Darvas Zs. [2004]: Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobeldíjasok. *Statisztikai Szemle*, 82. pp. 296–320.
23. Dickey, D. A. – Fuller, W. A. [1979]: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427–431.
24. Dornbush, R. [1976]: Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6, pp. 1161–1176.
25. Dutt, S. D. – Ghosh, D. [2000]: An empirical note on the monetary exchange rate model. *Applied Economics Letters*, Vol. 7, No. 10, pp. 669–671.
26. Égert B. [2002] Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in the Transition: Do we Understand what we See? A Panel Study. *Economics of Transition*, Vol. 10, No. 2, pp. 1–36.
27. Égert, B. – Drine, I. – Lommatzsch, K. – Rault, C. [2003]: The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe: myth or reality? *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No. 3, pp. 552–572.
28. Engel, R. F. – Yoo, B. S. [1987]: Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, Vol. 35, Issue 1, pp. 143–159.
29. Engle, R. F. – Granger, C. W. J. [1987]: Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251–276.
30. Evans, M. – Lyons, R. K. [2002]: Order Flow and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 1, pp. 170–80.
31. Francis, B. – Hasan, I. – Lothian, J. R. [2001]: The Monetary Approach to Exchange Rates and the Behaviour of the Canadian Dollar over the Long Run. *Applied Financial Economics*, Vol. 11, No. 5, pp. 475–481.
32. Frankel, J. A. [1979]: On the mark: a theory of floating exchange rates based on real interest rate differentials. *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 4, pp. 610–622.
33. Frankel, J. A. [1984]: Tests of monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In: *Exchange Rate Theory and Practice*. J. F. O. Bilson – R. C. Marston, eds., University of Chicago Press, pp. 239–260. www.nber.org/chapters/c6837.pdf?new_window=1 Letöltve: 2011.12.16.
34. Frenkel, J. A. [1976]: A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78, pp. 169–191.

35. Granger, C. W. J. – Lee, T. [1989]: Investigation of production, sales and inventory relations using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 4, Supplement: Special Issue on Topics in Applied Econometrics, pp. S145–S159.
36. Groen, J. J. [2000]: The monetary exchange rate model as a long run phenomenon. *Journal of International Economics*, Vol. 52, No. 2, pp. 299–319.
37. Haldrup, N. [1998]: An econometric analysis of I(2) variables. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 12, No. 5, pp. 595–650.
38. Halpern, L. – Wyplosz, C. [2001]: Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection. *Economic Survey of Europe*, No. 1, pp. 227–239.
39. Hunter, J. – Ali, F. M. [2013]: The Monetary Model of the US Dollar–Japanese Yen Exchange Rate: An Empirical Investigation. Brunel University London Department of Economics Working Paper, No. 13-08, pp. 1–28.
40. Im, K. S. – Pesaran, M. H. – Shin, Y. [2003]: Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1, pp. 53–74.
41. Johansen, S. [1991]: Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp. 1551–1580.
42. Johansen, S. [1995]: *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
43. Juselius, K. – MacDonald, R. [2004]: International Parity Relationships between the US and Japan. *Japan and the World Economy*, Vol. 16, No. 1, pp. 17–34.
44. Kerekes A. [1995]: Árfolyamelméletek: a monetáris modell. *Bankszemle*, 39. évf. 7. szám, pp. 18–30.
45. Kőrösi G. – Mátyás L. – Székely I. [1990]: *Gyakorlati ökonometria*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
46. Kouretas, G. P. [1997]: Identifying linear restrictions on the monetary exchange rate model and the uncovered interest parity: cointegration evidence from the Canadian–U.S. dollar. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 30, No. 4a, pp. 875–90
47. Kovács E. [1989]: Idősorok kointegrációja. *Statisztikai Szemle*. 67. évf. 5. sz. pp. 599–619.
48. Kwiatkowski, D. – Phillips, P. C. – Schmidt, P. – Shin, Y. [1992]: Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 1, pp. 159–178.
49. Lütkepohl, H. [2005]: *New introduction to multiple time series analysis*, Springer.
50. Macdonald, R. – Taylor, M. P. [1992]: Exchange rate economics: a survey. Staff Papers – *International Monetary Fund*, Vol. 39, No. 1, pp. 1–57.
51. MacKinnon, J. G. [2010]: Critical values for cointegration tests. Queen’s Economics Department Working Paper No. 1227
52. Maddala, G. S. – Wu, S. [1999]: A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 631–652.

53. Mark, N. C. – Sul, D. [2001]: Nominal exchange rates and monetary fundamentals. Evidence from a small post-Bretton woods panel. *Journal of International Economics*, Vol. 53, pp. 29–52.
54. Marquez, J. – Schinasi, G. J. [1988]: Measures of money and the monetary model of the Canadian-US Dollar exchange rate. *Economic Letters*, Vol. 26, No. 2, pp. 183–188.
55. Meese, R. A. [1986]: Testing for bubbles in exchange markets: a case of sparkling rates. *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 2, pp. 345–373.
56. Meese, R. A. – Rogoff, K. [1983]: Empirical exchange rate models of seventies. Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 3–24.
57. Naszódi A. [2004]: A sávmódosítások árfolyamhatásának vizsgálata opciós modell keretei között. MNB Füzetek 2004/2, pp. 1–41.
58. Naszódi A. [2011]: Testing the asset pricing model of exchange rates with survey data. MNB Working Papers 2011/2, pp. 1–39.
59. Neményi J. [2003]: Az euró bevezetésének feltételei Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 50. évf., 6. szám, pp. 479–504.
60. Ng, S. – Perron, P. [2001]: Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, Vol. 69, No. 6, pp. 1519–1554.
61. Otero, J. – Smith, J. [2000]: Testing for cointegration: power versus frequency of observation-further Monte Carlo results. *Economics Letters*, Vol. 67, No. 1, pp. 5–9.
62. Ragan, C. [2011]: The Evolution of Canadian Monetary Policy: Successful Ideas Through Natural Selection. In: Gorbet, F. – Sharpe, A. (szerk.) [2011]: *New Directions for Intelligent Government in Canada: Papers in Honour of Ian Stewart*, Centre for the Study of Living Standards, pp. 49–80. www.csls.ca/festschrift/StewartFestschrift.pdf#page=55. Letöltve: 2014. 06. 12.
63. Rapach, D. E. – Wohar, M. E. [2002]: Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data. *Journal of International Economics*, Vol. 58, No. 2, pp. 359–385.
64. Rapach, D. E. – Wohar, M. E. [2004]: Testing the monetary model of exchange rate determination: a closer look at panels. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, Issue 6, pp. 867–895.
65. Riecke W.– Szalkai I. – Szász J. [1985]: *Árfolyamelméletek és pénzügypolitika*, Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
66. Rime, D. – Sarno, L. – Sojli, E. [2010]: Exchange rate forecasting, order flow and macroeconomic information. *Journal of International Economics*, Vol. 80., No. 1, pp. 72–88.
67. Sarantis, N. [1994]: The monetary exchange rate model in the long run: an empirical investigation. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 130, H. 4, pp. 698–711.
68. Shiller, R. J. – Perron, P. [1985]: Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation. *Economics Letters*, Vol. 18, No. 4, pp. 381–386.
69. Tarafás I. [2001]: A kamat, az árfolyam és a forint hátralévő évei. *Közgazdasági Szemle*, 48. évf., 6. szám, pp. 480–497.

70. Upadhyaya, K. P. – Pradhan, G. [2006]: Another Empirical Look at the Monetary approach to Exchange Rate Determination: The Case of G7 Countries. *Briefing Notes in Economics*, Vol. 69, No. 6, pp. 1–12.
71. Zhang, S. – Lowinger, T. C. – Tang, J. [2007]: The Monetary Exchange Rate Model: Long-run, Short-run, and Forecasting Performance. *Journal of Economic Integration*. Vol. 22, No. 2, pp. 397–406.

THE ROLE OF THE MONETARY MACRO-FUNDAMENTALS IN
DETERMINING THE LONG RUN BEHAVIOUR OF EXCHANGE
RATES OF SEVERAL OECD COUNTRIES

The long-run equilibrium relationship between the nominal exchange rate and the monetary macro-fundamentals is described by the monetary exchange rate models. While promising theoretical models, their empirical validity has been questioned. The time series techniques could not provide decisive evidence in favour of these models. The literature attributes the testing failure of the monetary exchange rate models to the short time-span of data and the low-power of the unit root and cointegration tests. In this paper we investigate the role of monetary macro fundamentals in the long run behaviour of the Danish krone-, the Canadian dollar- and the yen-U.S. dollar nominal exchange rate. We use a relatively large sample spanning for almost 40 years. We estimate cointegrated VAR models. For comparison we report the results of the forint-euro exchange rate. The results are different by specifications and also by exchange rates. In the case of the unrestricted specifications we cannot confirm the theory, but in the restricted specifications – with the exception of the Danish krone-U.S. dollar – we succeed in finding evidence in favour of the monetary exchange rate models.

Keywords: monetary exchange rate models; the Danish krone-, the Canadian dollar- and the yen-U.S. dollar exchange rate; forint-euro exchange rate; empirical testing; cointegration; cointegrated VAR model. *JEL codes:* F31, F41, C32.